

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

各種基調的変動からみた物価変動の評価

肥後雅博

Discussion Paper No. 99-J-3

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES
BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

各種基調的変動からみた物価変動の評価

肥後 雅博*

要 旨

金融政策の効果が、物価変動に及ぶまでには長いラグが存在することから、政策運営は予防的に行う必要がある。そのため、政策判断においては、物価変動を早期に捉え、その変動要因を評価し、将来の変動を予測することが重要である。しかし、物価の変動要因には、経済の需給構造を反映したマクロ的需給要因のほか、石油ショック等一定期間持続する外的ショック、さらに、天候等短期間影響を及ぼす不規則なショック、など様々なものが存在するため、現実の物価変動は著しく擾乱的であり、基調的変動の把握は容易ではない。

本稿では、肥後・中田[1998]で試みた、時系列的抽出手法(DECOMP)による基調的変動、白塚[1997]で提案された、クロスセクション方向の情報から構築された刈り込み平均指標、の双方を用いて、消費者物価の変動を把握することを試みた。DECOMPを用いることにより、原計数から上記の短周期の不規則変動を除去して、マクロ的需給要因、品目と持続期間が限定されるショックにより変動する趨勢的・基調的変動を抽出することができる。抽出成分は滑らかなことから、前月比で変動を把握することにより、物価の基調的変動の転換点等を、前年同月比よりも3~6ヶ月程度早く検出する機能を有する。一方、刈り込み平均指標は、短周期の不規則変動だけでなく、品目と持続期間が限定されるショックを控除する機能を有し、中期的な物価変動に影響を与えるマクロ的需給要因に相当する物価変動を抽出することが可能である。また、刈り込み操作により除去された乖離差成分の大きさと控除品目を観察することにより、一時的ショック等の変動要因、持続期間を推測することができる。これら2つの手法を総合することにより、物価の変動要因がマクロ的か一時的かを評価しつつ、物価変動を早期に検出することが可能なことから、政策判断に必要な物価の現状判断において有益である。

キーワード： 金融政策、基調的物価変動、刈り込み平均、DECOMP、
一時的な供給ショック

JEL classification: E31、 E52

* 日本銀行金融研究所研究第1課 (E-mail: masahiro.higo@boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、深尾光洋教授(慶応大学商学部)から大変有益なコメントを頂戴した。また、本稿でのDECOMPの計算に際しては、佐藤整尚氏(統計数理研究所)のホームページを利用させて頂いたほか、刈り込み平均指標の計算については、三尾仁志氏(日本銀行金融研究所)の協力を得た。記して感謝の意を表したい。

目 次

1. はじめに.....	1
2. 消費者物価指数の時系列的特性.....	4
(1) 日本の物価指数間の比較.....	4
(2) 諸外国の消費者物価指数との比較.....	6
3. 時系列的抽出手法による基調的物価変動の抽出.....	7
(1) 基調的変動前月比と原計数前年同月比の比較.....	7
(2) 各時点までに利用可能なデータによる基調的変動前月比.....	9
(3) 各時点までのデータによる基調的変動による物価変動の評価.....	10
イ. 円高不況期・景気回復期のディスインフレ(85~88年後半).....	10
ロ. バブル期のインフレ加速とその後の減速(88年後半~92年央).....	11
ハ. 緩慢な景気回復期におけるゼロインフレ(92年央~98年夏).....	11
4. 「刈り込み平均指標」による基調的物価変動の抽出.....	12
(1) 前年同月比ベースの刈り込み平均指標の特性.....	12
(2) 前年同月比ベースの刈り込み平均指標による物価変動の評価.....	15
イ. 円高不況期・景気回復期のディスインフレ(85~88年後半).....	15
ロ. バブル期のインフレ加速とその後の減速(88年後半~92年央).....	16
ハ. 緩慢な景気回復期におけるゼロインフレ(92年央~98年夏).....	16
5. 物価変動の現状判断記述における基調的物価変動の有用性.....	17
6. おわりに.....	20
補論 1. DECOMP およびヘンダーソン加重移動平均による基調的変動の 安定性の比較.....	23
補論 2. 諸外国における物価分析の特徴.....	26
参考文献.....	28

1. はじめに

多くの国々では、「物価の安定」を金融政策の最終目標としている。金融政策の効果が物価変動に影響を与えるまでには長いラグが存在することから、「物価の安定」を目標とした政策運営は「予防的」(pre-emptive)に行う必要がある。そのためには、政策判断において、物価変動を可能な限り早期に捉え、その変動要因を評価すること、さらに将来の変動を予測することが重要である。しかしながら、物価を変動させる要因は様々であり、経済の需給構造を反映したマクロ的需給要因のほか、石油ショック等の一定期間持続する外的ショック、さらに、天候など極めて短期間物価に影響を及ぼす不規則ショック、等が併存するため、現実の物価変動は著しく擾乱的である。例えば、消費者物価指数(CPI)の季節調整済データから前月比を算出して、その変動をみても、変動が擾乱的であるため、その趨勢的・基調的変動を把握することは容易ではない。

こうした理由から、従来、日本をはじめ多くの国の物価分析では、前年同月比の利用がかなり大きな位置を占めてきた。前年同月比は12ヶ月間の変動を累積して観察するものであるため、上記のような短周期の不規則変動を均してみるのが一定の効果がある。しかし、実際には、前年同月比で観察しても短周期の不規則変動が残存する(図表1)ほか、前年の変動が大きい場合には、翌年の前年同月比の値に影響を及ぼしてしまうという欠点がある。さらに、最大の問題は、前年同月比の変化は直近の物価変動に対して遅行するため、変動の転換点を検出するのが遅れがちとなることである。

また、CPIの基調的変動を把握する手段として、短周期の不規則変動をもたらす主たる要因とみられる品目を控除した消費者物価指数を用いて、変動を把握するという手法も広く用いられている。例えば、わが国の場合には、生鮮3品目を除いたCPI指数(以下「CPI<除く生鮮>」という)がしばしば用いられる。しかし、この指標を用いても変動は引き続き擾乱的であり、前月比での変動把握はやはり困難である(前掲図表1)。これは、短周期の不規則変動を生じる品目が生鮮食品のみに限定されないことを示唆している¹。

なお、これらの手法は、物価に作用する様々なショックのうち、主として短周期(変動の持続期間が数ヶ月程度)の不規則変動のみを控除して、物価の趨勢的・基調的変動を把握しようという考え方に基づくものである。これに

¹ 詳しくは白塚[1997]の第3節参照。

対し、上記の石油ショックなど一定期間持続する外的ショックも、(ある程度の期間持続するが永続的ではないという意味で)一時的な物価変動を惹き起こす。金融政策運営上、こうしたショックによる物価変動を基調的物価変動に含めるべきか否か、言い換えれば、石油ショックのような一定期間持続する外的ショックに対して金融政策が対応すべきか否かについては、必ずしも意見の一致が見られていない。即ち、石油ショック等の外的ショックは、それ自体だけでは、必ずしも他の物価に波及して Home-made なインフレ・デフレを生じさせる訳ではないため、中央銀行が直ちに外的ショックをオフセットするような政策対応²を行う必然性はないとの考え方がある一方³、ショックの波及効果が広範囲に及ぶ場合や、外的ショックを観察した経済主体が期待インフレを変化させる可能性が大きい場合には、金融政策が予防的に対応すべきとの見方も根強い。いずれにしても、こうした「望ましい政策」のあり方に関する議論やそれに基づく政策判断を行う前提として、実際に観察される物価変動から、の不規則変動成分だけでなく、の一時的な外的ショックによる変動成分も抽出して、マクロ的需給要因による物価変動を正しく識別する手法を見出すことは、極めて重要である。

本稿では、こうした2種類のショックによる物価変動を控除して「基調的物価変動」を抽出する手法として、() 肥後・中田[1998]で試みた時系列的抽出手法、ならびに、() 白塚[1997]、三尾・肥後[1998]で提案された、物価指数を構成する品目別の価格情報から構築される「刈り込み平均指標」の2つの手法を用いて、消費者物価の基調的変動を把握することを試みる。本稿の分析から得られる結論を予め要約しておくのと以下のとおりである。

- 1) 日本のCPIは、他国のCPIと比較して、変動がより擾乱的であり、前月比を用いて基調的変動を捉えることが大変難しい(この点はCPI<除く生鮮>を利用することにより多少改善される)。これらの点は、時系列分析手法や「刈り込み平均化」操作を用いて、観察される物価指数の変動を、マクロ的需給要因による変動、一時的な外的ショックの影響、短周期の不

² 例えば、石油価格の値上がりによる直接の物価上昇はアコモデート(物価上昇を容認し、引き締め政策を行わない)し、間接的な物価上昇(付加価値デフレーターの上昇)はアコモデートしない(物価上昇を抑制するため、引き締め政策を行う)という対応が、この種の政策対応の典型的なものである。

³ 例えば、インフレーション・ターゲティングを採用している国のうち、ニュージーランドやカナダでは、為替レート変動による急激な輸入物価の変動、および原油価格の変動等の外的ショックに対しては、免責条項を設けており、外的ショックによる変動を金融政策で対応すべき物価変動から除外している。この点について詳しくは、白塚[1996]参照。

規則変動に分離することで改善される。物価変動の現状評価に際しては、このようにして抽出された物価の「基調的変動」をみるのが有益である。

- 2) 時系列分析的手法により物価の基調的変動を抽出する手法には幾つかの可能性はあるが、本稿ではこれらのうち抽出成分の安定性が比較的高い DECOMP を用いた。DECOMP による抽出成分は、周期 1 年以下の変動成分がほぼ除去されるため、「短周期の不規則変動」を適切に除去し、上記の「マクロ的需給要因」と「持続期間 1~2 年程度の外的ショック」による物価変動を含む基調的変動を捉えているものとみなされる。また、DECOMP による基調的変動前月比は滑らかであり、変動の転換点等メルクマールとなる点を、前年同月比を利用する場合よりも数ヶ月(3~6ヶ月)程度早く検出することが可能である。ちなみに、抽出成分の末端 3 ヶ月程度は、データが追加されるに従い逐次改訂されるため、この間の信頼性がやや劣ることは否めないが、この点を考慮に入れても、転換点を検出する上で、前年同月比に比べた優位性に大きな変化はない。
- 3) CPI 前年同月比を対象に構築された「刈り込み平均指標」は、生鮮食品に代表される「短周期の不規則変動」のみならず、「持続期間 1~2 年程度の一時的な外的ショック」(エネルギー関連や公共料金の変動)をも控除した、「マクロ的需給要因による物価変動」を示すものと考えられる。また、CPI 原計数前年同月比と刈り込み指標の「乖離差」の大小やその推移をみることにより、物価変動が一時的なショックや不規則なショックに起因するものであるか否かや、その相対的な大きさをチェックできる。さらに、品目により変動持続期間(CPI 原計数が刈り込み平均指標に収束するまでの時間)が異なることから、乖離差成分に含まれる品目をチェックすることにより、その持続期間をある程度予想することもできる。
- 4) 以上の 2 つの基調的変動指標を用いることにより、例えば、85 年以降の物価変動について以下のような評価を行うことが可能である。まず、89~91 年にかけてのインフレ加速期、92 年以降のインフレ減速期・デフレ期を通じては、原指標と刈り込み平均の乖離差は小さく、物価変動は主としてマクロ的需給要因によって生じていた可能性が高い。そうした時期には、DECOMP により抽出された「基調的変動」が、マクロ的需給要因による物価変動を示すとみなされるため、これを用いることにより、前年同月比を指標とする場合に比べ物価変動(特にその転換点)をより早期に把握することが容易になる。一方、85~88 年については、刈り込み平均指標には

大きな変化が生じない一方で、乖離差成分が大きく、物価変動は主として石油価格変動や為替変動による一時的ショックで生じていたことがわかる。こうした時期には、基調的な物価判断が、一時的ショックにより生じた原計数の変動に影響され過ぎないように、注意が必要である。

- 5) むろん、本稿で提示したような手法を用いることで、基調的な物価変動についての現状評価・判断がよりの確に行い得るとしても、金融政策効果の物価への波及にはラグがあり、また物価の変動自体も経済変動に遅行する性質を有する以上、金融政策を予防的に運営するためには、将来の「基調的な物価変動」をある程度予測して政策発動を行うことが不可欠である。こうした観点からみれば、将来の物価変動に影響を及ぼすと考えられる様々なマクロ的需給要因（労働需給や資本・設備の稼働状況等）の分析の重要性は、基調物価指標の作成によっても減ぜられるものではない。むしろ、基調的な物価変動を的確に抽出した上で、それと各種経済変数との相互・因果関係等を実証的に分析・検証することで、物価の予測力を改善して行くことが必要であり、それは今後の課題である。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、日本と諸外国のCPI等物価指数の時系列的特性を比較・整理する。第3節では、DECOMPにより抽出される基調的な物価変動を用い、85年以降の物価変動の評価を行う。第4節では、刈り込み平均指標を用い、同様に物価変動の評価を行う。第5節では、この2つの手法を利用した場合に、物価変動の現状判断にどのような有用性があるかを検討する。第6節では、以上の結果を受けて、これら2つの手法を総合した場合の物価変動の評価法を整理し、残された課題について述べる。

2 消費者物価指数の時系列的特性

(1) 日本の物価指数間の比較

ここでは、消費者物価指数（全国・総合＜以下CPI（総合）＞）および消費者物価指数（全国・除く生鮮＜以下CPI（除く生鮮）＞）の時系列的特性を国内卸売物価指数（以下WPI）と比較することにより、CPIの特性を明らかにする。

まず、各々の指数の季節調整済前月比データ（86年1月～97年3月）から、標準偏差を算出して変動の度合いを比較すると（図表2）、CPI（総合）の標準偏

差は WPI の標準偏差を上回っており、CPI (総合)の方が変動の度合いが大きい。次に、変動の滑らかさをみるために、各指数の前月比年率データから算出した自己相関をみると(図表 3)、ラグが増加するにつれて CPI (総合)の自己相関は極めて速く減衰することがわかる。例えば、翌月(ラグ数 1)のデータとの相関係数はわずか 0.03 であり、さらにラグが増加してもほぼ無相関である。一方、WPI は、ラグが増加しても自己相関は緩やかにしか減衰せず、ラグ 1 ヶ月では 0.59、ラグ 3 ヶ月まで 0.4 以上の値を維持している。これは、前月比の変動は、WPIの方が CPI (総合)よりも滑らかであることを示す。さらに、スペクトル分析により前月比変動の周期ごとの変動寄与率を求めると(図表 4)、CPI (総合)では全変動のうち、4 年以上の周期成分の寄与は 13%に止まり、周期 1 年未満の変動の寄与が 78%と大半を占めるのに対し、WPI では、周期 4 年以上、2 年以上の成分の寄与が大きく、1 年未満の短周期変動の寄与は 33%に止まる。これらを総合すると、CPI (総合)は WPIと比較して、変動幅が大きく、その変動に短周期の不規則変動が含まれることが特徴である⁴。このため、季節調整系列の前月比データを用いて、CPI (総合)の基調的な変動を把握することは、WPI に比べて非常に難しい。

なお、こうした短周期の不規則変動の影響を除去するために、生鮮食品 3 品目を控除した CPI (除く生鮮)指数がしばしば用いられる。そこで、同指数についても同様の統計量を算出してみた。その結果をみると、前月比変動の標準偏差は 4 割程度減少しており、WPI の値を下回る(前掲図表 2)。しかし、自己相関はラグ 1 ヶ月で 0.23 と引き続き低く(前掲図表 3)、周期ごとの変動寄与率でも、周期 1 年未満の寄与率が 53%と不規則変動の寄与が目立って大きいことに

⁴ このほか、日本においては、CPI の変動が毎年春期(3~5月)に集中するという特徴がある。図表 5 は、季節調整前データを用いて各指数の前月比変化率の平均値(86年1月~96年12月)を算出したものであるが、これによると CPI (総合・除く生鮮)の年間での累積変化率に対する 4 月ないし 3~5 月の寄与は非常に大きい(4 月の変化率は年間変化率の 5 割を占める)。これは、CPI サービスの中核を占める、住居(ウエイト 0.198)、保健医療(同 0.033)、教育(同 0.046)、教養娯楽(同 0.109)の価格改定が春期に集中するためである。この結果、インフレ圧力が強い時期には、春期の CPI の上昇率はより高くなり、逆にデフインフレ期には低くなる。このため、景気変動が激しい時期の CPI データに対して季節調整を行う場合に、春期の価格上昇を基調的変動成分と季節変動成分に分解するのは困難を伴う。また、賃金の上昇、労働需給の逼迫などマクロ的な状況が物価上昇に繋がる場合にも、1 年間の物価上昇圧力が翌年春に一齐に転嫁されることになるため、消費者物価への波及は相当なラグを伴う。こうした不規則変動を、統計的な手法により完全に除去することは困難であり、実際に CPI の現状判断および先行き予測を行う際には、本稿で行う CPI の基調的変動の分析のほか、CPI に影響を与えるマクロ需給の判断が不可欠であるが、そのこと自体は、短周期の不規則変動や一時的ショックの影響が著しく大きい原数値に比べた場合の、「基調的変動」指標の相対的有用性を損なうものではない。

ちなみに、図表 5 では、8~10 月にかけても CPI の変化率が大きくなっているが、これは生鮮食品、被服等季節的な価格上昇を反映したものであり、基調的変動を反映したものではない。なお、WPI にはこうした変化率が特定時期に集中する傾向はみられない。

変わりはない。このように、前月比のデータを用いて基調的変動を把握するのは、CPI（総合）、CPI（除く生鮮）双方のケースともに、困難とみられる。

（２）諸外国の消費者物価指数との比較

次に、（１）と同様の手法を用いて、主要国の消費者物価指数の時系列的特性を、日本の場合と比較する。比較対象として、米国（消費者物価指数＜CPI＞）、ドイツ（生計費指数＜CPI＞）、イギリス（小売物価指数＜RPI＞）の３カ国を取り上げる。

まず、各指数の季節調整済データ前月比年率（86年1月～97年3月）の標準偏差を比較する（図表6）。日本は3.0%と、イギリス（3.6%）よりは小さいが、米国（2.3%）、ドイツ（2.6%）より値が大きい。次に、変動の滑らかさを、自己相関からみると（図表7）、各国とも自己相関は比較的速く減衰する傾向がある。もっとも、イギリスについては、ラグ1ヶ月で相関係数が0.5と比較的高く、その後もラグ5ヶ月まで0.4台を維持しているほか、米国もラグ1ヶ月では0.4、ドイツでも0.2程度と短かいラグについては、ある程度の相関を有しており、日本よりは変動は滑らかである。さらに、スペクトル分析により前月比年率の各周期ごとの変動寄与率をみると（図表8）、米国、ドイツ、イギリスとも日本に比べ長周期成分のシェアがかなり高い。

以上のように、日本のCPIの変動は、短周期の不規則成分の変動寄与が相対的に大きいことから、季節調整済前月比データを用いて基調的な変動を把握することは、他国の場合に比べ一層容易ではない。ちなみに、生鮮3品目を控除したCPI（除く生鮮）指数を用いた場合には、自己相関や周期ごとの変動寄与率の面でかなりの改善がみられるが、変動係数（標準偏差／平均値）は他国と比較して劣ったままであり、前月比データを用いて基調的な変動を把握することが、他国の場合⁵に比べて困難とみられることに変わりはない⁶。

⁵ ちなみに、米国ではCPIから食料とエネルギーを除いた指数、イギリスでは、RPIから住宅ローン金利を除いた指数を、コアのインフレ指標として利用している。これらの指標の時系列的性質を比較してみると、米国のコア指標は、変動係数が減少し、周期ごとの変動寄与率ではより長周期の変動の寄与が高い（4年以上が30%）などある程度の改善がみられるのに対し、イギリスの場合には、そうした改善効果は殆どみられない。これは、米国では、日本と同様一時的な変動を控除して基調的な物価変動を捉えやすくするためにコア指標が考案されているのに対し、イギリスの場合は、小売物価指数（RPI）から金利の影響を控除して、金融政策からの直接の擾乱を少なくするために、コア指標が利用されるという事情の違いを反映したものである。

⁶ 上記3カ国について、CPIの変動が特定の季節に集中するかどうかをみてみた（図表9）。米国とドイツは1月を中心に冬期の上昇率が高いが、その集中度合いは小さい。これは、サービス価格の変動が日本ほど特定時期に集中していないためである。なお、イギリスは、日本と同様に4

なお、日本の CPI の変動がより大きくなる原因を、日本と米国の品目別 CPI の変化率の標準偏差を比較することにより検討してみると、以下のような点が指摘できる。日本の CPI では、短期的な価格変動が大きい食料、被服の構成ウエイトが米国に比べ高い（食料：日 0.285 米 0.163、被服：日 0.068 米 0.049）一方、価格変動が小さい住居、保健医療の構成ウエイトが低い（住居：日 0.198 米 0.298、保健医療：日 0.033 米 0.056）こと。構成品目別（10 大費目別）にみると、どの費目においても、米国よりも日本の CPI の方がより標準偏差が大きくなっていること。前者については、家計支出において、日本では食費への支出が多く、米国では住居費のウエイトが高いという生活習慣の差が反映している部分があるほか、CPI のウエイト算出にバイアスがあるといった統計作成上の問題が反映している可能性がある。また、後者についても、調査日やサンプル等価格調査方法が影響している可能性もある⁷。

3. 時系列的手法による基調的物価変動の抽出

（1）基調的変動前月比と原計数前年同月比の比較

2 節でみたように、CPI の変動は多くの不規則変動を含むため、その基調的変動を前月比で捉えることが難しい。こうした変動をある程度均してみるために、前年同月比がしばしば用いられるが、前年同月比を用いても不規則変動を完全には除去できないほか、前年同月比で変動を捉えた場合、インフレ率の変化の把握が遅れがちになるという欠点がある。本節では、肥後・中田[1998]で紹介された基調的変動成分の時系列的抽出手法のうち、DECOMP を用いて、CPI の前月比変動から、周期 1 年ないし 1 年半以上の成分で構成される基調的変動を抽出し、前月比を用いて CPI の基調的変動を捉えることを試みる。なお、分析対象期間としては、インフレ率の水準が低下し、物価分析がより難しくなった 85 年 1 月から 98 年 8 月までを取り上げる。

なお、基調変動成分の時系列的抽出手法には、データ系列が追加され、推定期間が変更されると抽出される基調的変動が変化するという問題点がある。そのため、分析に先立ち、CPI のデータを逐次的に追加した場合に、DECOMP ならびに、もう一つの代表的手法である「ヘンダーソン加重移動平均」(X12-

月の上昇率が高く、他の 2 カ国に比べ特定時期の集中度が高いが、その集中度は日本ほどではない。この点を考えると、日本は他の 3 カ国と比べて、賃金上昇などマクロ的な物価上昇圧力が、ラグを伴って物価上昇に反映する傾向があり、物価予測や基調判断が難しくなると考えられる。

⁷ こうした CPI の統計上の問題点については、白塚[1998]参照。

ARIMA に含まれる基調的変動成分の抽出手法⁸)による基調的変動がどの程度改訂されるかを比較した。その結果、DECOMPの方が抽出される基調的変動成分がより安定的であったため、本稿の分析では、DECOMPによる基調的変動成分を用いる(手法の説明および推計結果の比較については補論1参照)。

まず、肥後・中田[1998]における分析結果から、DECOMPにより抽出される基調的変動の特徴について簡単に整理しておく。抽出される基調的変動成分の周期分布は、経済変数によって幾分異なり⁹、CPIの場合(データ期間76年1月~97年3月)は1.5年以上の周期成分の寄与が大きい。即ち、CPIの変動要因を、マクロ的需給要因、1~2年程度持続する外的ショック(石油ショックなど)、短周期(持続期間数ヶ月程度)の不規則変動、の3つに分けると、DECOMPにより抽出される基調的変動は、マクロ的需給要因と1~2年程度持続する外的ショックにより変動する成分を捉えている(短周期の不規則変動を除去している)と、経験的には判断できる¹⁰。

以上のような特性を踏まえ、85~98年にかけてのCPI(総合)およびCPI(除く生鮮)の変動を、DECOMPによる基調的変動の前月比(年率換算値)と、原計数の前年同月比によりみる(図表10)。CPI(総合)、CPI(除く生鮮)双方とも、基調的変動の前月比は、原計数前年同月比と比較しても、短周期の不規則変動が除去されて滑らかであり、基調的変動の変化方向の把握が容易である。特に、不規則変動の構成比が高いCPI(総合)の場合の改善が目立つ。

また、DECOMPによる基調的変動前月比は、原計数前年同月比に比べて、変動が数ヶ月程度先行して動いており、前年同月比を利用する場合に比べ、より早く物価変動の変化を捉えることができる(図表11)。例えば、CPI(総合)の変動では、86~87年頃のインフレ率のボトムは、前年同月比では87年1月に記録しているが、基調的変動前月比で見ると86年9月と4ヶ月程度早い。90~91年のピークは90年10月と3ヶ月早く、95年のボトムは95年4月と7ヶ月程度、

⁸ ヘンダーソン加重移動平均法による基調的変動抽出においては、移動平均値に大きな影響を与える異常値の処理が重要になる。ここでは、X-12-ARIMA 季節調整法プログラムによる異常値の処理ルーチンに従って、CPIの原系列から異常値の除去を行っている。

⁹ ちなみに、肥後・中田[1998]によれば、M2+CDの場合は1.3年、IIPの場合は1.9年以上の周期成分が残差成分と比較して卓越している(分析対象の期間はCPIと同様、76年1月~97年3月)。このように基調的変動成分の周期構成には幾分ばらつきがある。これは、DECOMPにおいては、トレンド成分、定常AR成分、季節変動成分、曜日効果成分、ホワイトノイズの5つの成分を表現するモデルを状態空間モデルに書き換え、AICにより最適化しており、その抽出結果が対象となる経済変数の変動のvolatileな度合いに依存しているためである。

¹⁰ マクロ需給要因や外的ショック等の持続期間が1~1.5年以上であると先験的には限定できないことから、DECOMPで抽出される基調的成分が、これらの要因による物価変動を完全に捉えていない可能性は残る。この点は、この種の時系列的手法の限界であり、一定の批判は免れ得ないが、その評価は実用性の利点を考慮して決められるべきであろう。

基調的変動前月比の方が早く記録している。さらに、メルクマールとなる上昇率 0%、1%、2%、3%を横切る時点も、基調的変動前月比の方が 3 ヶ月から 7 ヶ月程度早めとなる（例えば、97 年～98 年の CPI 上昇率がマイナスに転じる時点の検出も、DECOMP による基調的変動前月比の方が 5 ヶ月早い）。この結果は、CPI（除く生鮮）について適用した場合もほぼ同様である。物価の現状判断が、基調的変動前月比を利用することにより、より迅速になる可能性を示している¹¹。

（ 2 ）各時点までに利用可能なデータによる基調的変動前月比

（ 1 ）で計算した基調的変動前月比は、全期間のデータを用いて事後的に推計されたものであるが、厳密に言えば、時系列フィルターにより抽出された基調的変動の有効性を主張するに当たって、事後的に利用可能となるデータをも利用した分析を行うことはフェアではない。前述のように、時系列フィルターにおいては、データ系列が追加され推定期間が変更されると、データの末端付近を中心に抽出される基調的変動が改訂されるという問題点があるため、分析や評価に用いる時点で、どの時点までのデータが実際に利用可能であるかという問題は、その有用性を判断する場合に極めて重要である。

そこで、次に、各時点までで利用可能なデータを用いた場合に、DECOMP により得られる基調的変動の有効性について分析を加える。具体的には、76 年 1 月～85 年 5 月のデータをベースに、データを 3 ヶ月ずつ、97 年 2 月まで付加した各時点¹²（48 時点）において、抽出される基調的変動が、全期間のデータが利用可能な場合に事後的に得られる基調的変動とどの程度異なるかを比較する。ここでは、抽出成分の信頼性を評価するために、各時点までで利用可能なデータによる基調的変動の事後的に得られる成分との誤差が 0.5% 以内で収まるか、もう少し条件を緩めて、各時点までのデータで推計される基調的変動は、事後的に得られる変動と変化方向が同一であるか、の 2 つの基準で評価する。

まず、CPI（総合）の場合、各時点までのデータによる基調的変動が同時点までの全期間にわたって誤差 0.5% 以下で収まった割合は 54%、当初より正しい変

¹¹ 原理的に言えば、「季節調整済前月比」も前年比との対比ではこうした性質を有している筈であり、実際の物価分析においても補助的には季節調整済前月比が用いられる場合もある。しかし、上述のように不規則変動の影響が極めて大きいため、その分析・評価は困難であり、基調的な物価変動の明示的な判断材料として用いることは難しい。

¹² ここでは、「情勢判断資料」の作成が、各年 1、4、7、10 月の 4 時点であり、各々時点で、CPI のデータが、前年の 11 月分まで、当年の 2 月分まで、5 月分まで、8 月分まで、各々利用可能であること、「同資料」の公表が 85 年 7 月分からスタートしたことを考慮して、85 年 5 月から 3 ヶ月分ごとデータを付加し、各時点ごとに基調的変動を推計している。

化方向を示した割合は 65%となる(図表 12)。ちなみに、CPI(除く生鮮)の場合では、各々、73%、63%となる。このように、各時点までのデータによる基調的変動が、データの末端まで十分な精度をもっているわけではない。そのなかでも、CPI(除く生鮮)の方が精度が高いが、これは、擾乱的な変動をもつ生鮮食品を時系列から予め控除しておくことで、DECOMP が誤った基調的変動を抽出することを防ぐことができるためであると考えられる。

ちなみに、データ末端部分について当初誤った抽出結果を示した基調的変動についても、さらに3ヶ月分データを付加すると、パフォーマンスは著しく改善する。3ヶ月分のデータを付加して推計した場合に、データ末端からさかのぼって3ヶ月分以前の基調的変動がどのような精度をもつかみる(前掲図表 12)と、CPI(総合)では、誤差 0.5%以下で収まった割合は 85(54+31)%、当初より正しい方向を示した割合は 84(65+19)%と大幅に高くなる。この点は、CPI(除く生鮮)の場合はさらに顕著であり、誤差 0.5%以下に収まった割合は 96(73+23)%、当初より正しい方向を示した割合は 92(63+29)%と、実用上もほぼ問題ないと考えられる水準にまで高まる。

以上の結果から判断すると、各時点までに利用可能なデータを用いて DECOMP に算出された基調的変動は、データ末端3ヶ月分についてはある程度誤った情報を含むものの、それ以前については、実用上十分高い信頼性を有することがわかる。DECOMP による基調的変動を用いる場合には、直近3ヶ月分の成分についてはある程度の誤差を見込み、それ以前の成分についてはほぼ信頼できるとみなして、物価の現状判断を行うことが望ましいと考えられる。

(3) 各時点までのデータによる基調的変動による物価変動の評価

上記の分析結果を踏まえ、以下では、比較的安定的な結果を得ることができる CPI(除く生鮮)の基調的変動を用いて、85年~98年の各時点ごとに CPIの変動についてどのような評価を下すことが可能であったかを分析する。

イ. 円高不況期・景気回復期のディスインフレ(85年~88年後半)

DECOMP により抽出された 85年中の CPI(除く生鮮、以下同様)の基調的変動をみると、推計期間を変えるごとに変動が大きいが、推計誤差の大きい直近3ヶ月分を除いてみると、前月比で1%台半ばの上昇率となる(図表 13)。その後、上昇率が低下し、86年早々に1%を割れて0%台に低下したことが、86年5月分までのデータにより判定できる。これは、原計数前年同月比を用いた場合よ

りも3ヶ月程度早い¹³。CPI上昇率がマイナスに転じたことは、基調的変動前月比では87年2月分までのデータから判断できる。この判断も前年同月比を利用した場合よりも3ヶ月程度早い。

CPI変化率のボトムは、事後的な基調的変動前月比でみた場合には、86年6月となる。各時点までのデータでこの事実を判断するには、87年2月分までのデータが必要である。これは、前年同月比データからボトムが把握可能となる時期と比べて6ヶ月程度早い。さらに、再び変化率がプラスに転じたことは、ボトムと同時期の87年2月までのデータから判断できるが、その後の推計結果の振れが大きく、最終的判断は87年8月のデータまで持ち越される。これは、前年同月比を用いた場合とほぼ同時期に止まる。

ロ. バブル期のインフレ加速とその後の減速（88年後半～92年央）

88年央以降、CPI上昇率は徐々に加速している（図表14）。最初のメルクマールとなる上昇率が1%超となる時期は、基調的変動前月比では、89年2月分までのデータにより判明する。これは、前年同月比のケースよりも6ヶ月早い。さらに、2%超は90年2月までのデータにより、3%超は90年11月までのデータにより、各々判断することができ、前年同月比を利用する場合よりも3～6ヶ月早い。このように、インフレ加速が早期に検出できる。

事後的な基調的変動前月比でみたインフレ率のピークは90年10月に訪れるが、この事実は91年2月までのデータで一応判明する。91年5月までのデータが追加されても結論に変化はなく、より確実性が高くなる。前年同月比ベースでこうした判断が可能となるのは、91年8月までのデータを入手可能となったときであるため、基調的変動前月比の方が3～6ヶ月程度早い。その後、基調的変動前月比では、91年8月までのデータから、上昇率は3%を割れたことが判断できる。この状況判断も、前年同月比のケースよりも3ヶ月早い。

ハ. 緩慢な景気回復期におけるゼロインフレ（92年央～98年夏）

92年以降、CPI上昇率は徐々に減速した（図表15）。基調的変動の前月比を用

¹³ 原計数前年同月比を用いて、CPI上昇率の水準やピーク・ボトムを判定する場合には、計数の振れが大きいため、各時点単月だけのデータで基調的な判断（例えば、上昇率が基調的に1%を割れた、上昇率がボトムをつけたか否か）をすることは難しい。このため、本稿では、前年同月比の値が3ヶ月連続して条件を満たした場合に、当該判断が可能であるとみなすこととする。

いた場合、92年11月までのデータから上昇率2%割れが、93年11月までのデータを利用すると上昇率1%割れが判断できる。前年同月比を用いる場合と比較して、各々6ヶ月早い。

その後、上昇率がマイナスに転じたことを確認するには、95年5月までのデータが必要となるが、これは前年同月比のデータを利用する場合と同じ時点に止まる。一方、上昇率のボトムは事後的な基調的変動前月比では95年4月であるが、このことは、95年8月までのデータを利用することで把握可能である。前年同月比では、95年6月にボトムを記録したことを確認するために、95年11月までのデータが必要であるから、基調的変動前月比の方が、3ヶ月程度早期にボトムを検出できる。

また、97年後半以降の物価下落局面（図表16）において、上昇率が再びマイナスに転じたことを基調的変動前月比で確認するには、98年5月までのデータが必要であるが、これは前年同月比を利用した場合よりも4ヶ月程度早い。

以上のように、DECOMPにより抽出された基調的変動前月比を用いた分析では、データ末端部分のうち直近3ヶ月分の推定結果の信頼性に疑問が残るが、原計数前年同月比を用いる場合と比較して、変動の転換点や上昇率の水準の変化を3~6ヶ月程度早期に捉えることができる。また、抽出される基調的変動自体が非常に滑らかで、変動を視覚的に捉えやすいというメリットがある。

4. 刈り込み平均指標による基調的物価変動の抽出

（1）前年同月比ベースの刈り込み平均指標の特性

CPIを初めとする通常の物価指数は、個別品目の価格変化率を調査し、その結果を支出額ウエイトにより加重平均することにより算出される。これに対し、「刈り込み平均指標」とは、各時点における個別品目ごとの価格変化率が非常に大きい品目を一定比率除去して、残った構成品目のみの変化率で平均値を算出したものである。この手法は、「生鮮食品を除いたCPI」のように予め定めた特定品目のみを控除するのではなく、控除すべき品目を実際の変化率の大小から客観的に選択するアプローチとして解釈できる。また、こうした手法で物価の基調的変動成分が抽出し得るとの主張は、時系列方向で一時的ないし不規則変動となる成分は、構成品目ごとにみたクロスセクション方向でも他の成分に比べ極端な変動となること（言い換えれば、一時的・不規則な物価変動はマクロ的な需給要因ではなく、主として品目限定的なショックにより生ずること）

を、暗黙に前提としている。

本節では、白塚[1997]、三尾・肥後[1998]で用いられた手法に従って、CPI(総合)を構成する88品目の個別データから各品目の前年同月比を算出し、変化率が極端な値となる品目を上下各々15%ずつ控除することにより構築される刈り込み平均指標の動きをCPIの基調的変動とみなす。三尾・肥後[1998]の分析によると、前年同月比ベースのCPI刈り込み平均指標は以下の特性を有している¹⁴。

CPI刈り込み平均指標は、原計数から、短周期の不規則変動成分や一時的変動成分を効果的に控除しているため、その変動は相当程度滑らかである。もっとも、刈り込み操作により控除された成分(CPI原計数と刈り込み平均指数の乖離部分と言う意味で、以下「乖離差成分」と称する)には、ごく短周期のものだけでなく、変動の持続期間が1~2年程度の比較的長めの成分も含まれる。その乖離差成分を構成品目別にみると、生鮮食品のほか、エネルギー関連品目の寄与が大きく、次いで、公共料金関連、家電、被服なども一定の寄与をしている¹⁵。これらの成分のうち、生鮮食品はごく短期間の周期をもつ不規則成分を構成する一方、エネルギー、公共料金、被服は変動の持続期間が1~2年程度とより長

¹⁴ 白塚[1997]は、前年同月比ベースの刈り込み平均指標のほか、季節調整済系列から計算した前月比ベースの刈り込み平均指標も算出し、この両者を用いることを提案している。そこで、前月比ベースの刈り込み平均指標の利用可能性を探るため、その特性を調べてみた。

前月比刈り込み平均指標は、1ヶ月間のようなごく短期間に大きな変動を生じる品目を控除しやすいという性質がある。これは、12ヶ月間の累積変化率が大きい品目を控除する前年同月比ベースの刈り込み平均指標とは異なる。この結果、前月比ベースの刈り込み平均指標の方が、生鮮食品のような短期間に大きな変動をする不規則成分が高い頻度で控除される一方、石油ショックのように1ヶ月間での変動は急激ではないが、持続的に上昇・下降するような品目は控除されにくい。こうした性質からみて、前月比ベースの刈り込み平均指標は、短周期の不規則変動を重点的に控除し、マクロ的需給要因と石油ショック等の一時的ショックによる物価変動を含む。そうした意味では、DECOMPによる基調的変動と類似の性質をもつと考えられる。

一方、CPI構成品目の季節調整系列は、季節変動成分、基調的変動成分がデータ系列の追加により大きく逐次改訂されるため、DECOMPによる基調的変動と同様に刈り込み平均指標が逐次改訂される欠点がある。85年以降のCPIデータについて、この逐次改訂度合いをDECOMPの場合と比較すると、前月比ベースの刈り込み平均指標の方が改訂度合いが大きく、安定性に乏しいという結果となった。この結果から、事後的にはともかく、各時点までのデータを用いて基調的変動成分を抽出することを目的とする場合には、その利用は適していないことが分かる。そのため、本稿では前月比ベースの刈り込み平均指標を取り上げず、前年同月比ベースの刈り込み平均指標とDECOMPによる基調的変動前月比で分析を行う。なお、事後的なデータを用いた日本における同指標の性質については、Bryan and Cecchetti[1998]参照。

¹⁵ ここにおける品目の定義は以下のとおりである。

生鮮食品...生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物

エネルギー関連...光熱・水道および自動車等維持費(ガソリンが多くを占める)

公共料金関連...交通、通信、教育、たばこ

家電関連...家事用耐久財、冷暖房用器具、TV・ステレオ、その他耐久財

被服関連...和服、洋服、履物類、生地、糸

い成分である。このように、刈り込み平均化操作により、原計数から、生鮮食品に代表されるごく短周期の不規則なショックとともに、石油ショック等の外生的・一時的なショックが控除される。DECOMPによっても除去される持続期間が1年未満の不規則変動だけでなく、1～2年程度の期間持続する（しかし、永続的ではない）外生的なショックの影響も除外した基調的変動成分を抽出できる¹⁶のが、刈り込み平均指標の特徴である。

第2次石油ショック以降においては、乖離差成分は、発生・拡大した後1～2年程度で、CPI原計数前年比が刈り込み平均指標に収束するかたちで解消している場合が多い。これは、生鮮食品に代表される短期間の不規則ショックや、石油ショック等の持続期間1～2年程度の品目限定的・外生的なショックが作用しても、期待インフレ率がさほど変化せず、マクロ的なトレンド・インフレ率には大きな変動を生じなかったことを反映している。一方、第1次石油ショック時には、原計数前年比も刈り込み平均指標もほぼ同時に上昇しており、乖離差成分はさほど拡大していない。これは、石油ショックの発生が期待インフレ率を大幅に引き上げたため、インフレが国内に速やかに波及したという理解を裏付ける。

もっとも、このような刈り込み平均指標の有用性に対する理解には、一定の留保が必要である。乖離差成分の変動パターンは、同成分に含まれる構成品目の振る舞いに依存している。前出の三尾・肥後[1998]の分析対象期間（1970年代以降 本稿の分析対象期間もこれに含まれる）においては、ごく短周期の生鮮食品の価格変動、および変続期間が1～2年程度のエネルギー関連品目や公共料金の、乖離成分に対する寄与度が大きかったことから、上記のような整理が可能である。しかしながら、もし今後、家電製品のように技術進歩により継続的に価格が低下する品目が乖離差成分に占める比率が高くなった場合、長期間に亘り持続的に価格が下落する品目を控除する刈り込み平均指標が、中長期的なインフレ率の基調を示す変数として優れているかは疑問が残る。逆に、労働集約的な財については、将来構造的な労働力不足が生じた場合には高い物価上昇率を示すと予想されるため、刈り込み平均から継続的に控除され、乖離差成分に含まれる可能性が高い。こうしたケースでは、乖離差成分の変動パターンや期待インフレ率の関係が従来経験則とは異なると思われる¹⁷。

¹⁶ 刈り込み平均指標を基調的物価変動と考える場合に、長期的にみて同指標が原系列と乖離しているとするとインフレ率の代表性の面で問題がある。もっとも、71年1月～98年5月のデータについて、前年同月ベースの刈り込み平均指標と原系列前年同月比の値を比較すると、前者の平均値は4.1%、後者が4.3%とその差は0.2%に止まっており、金融政策判断に用いる上で、特段の障害にはならないと考えられる。

¹⁷ このような場合に、基調的物価変動を示す指標として、刈り込み平均指標を用いることが適切

(2) 前年同月比ベースの刈り込み平均指標による物価変動の評価

ここでは、三尾・肥後[1998]で算出した CPI 刈り込み平均指標、およびその乖離差成分（「CPI<総合>原計数の前年同月比」 - 「刈り込み平均指標」）を用いて、85 年以降の CPI の変動を、以下のような手法により評価する。まず、刈り込み平均指標を中期的な CPI インフレ率の変動、いいかえれば、基調的な CPI インフレ率の変動を表す変数と考える。つまり、刈り込み平均指標が変動している場合は、中期的な物価変動をもたらすマクロ的ショックが作用しているとみなす。一方、刈り込み平均指標が安定しており、ショックが品目限定的かつ一時的であるとみなされる場合には、乖離差成分の大きさとその中に含まれる構成項目を観察することにより、CPI インフレ率の一時的変動をもたらすショックの種類をチェックし、一時的なショックの持続期間を予想することを試みる。

イ. 円高不況期・景気回復期のディスインフレ（85 年～88 年後半）

85 年初から 88 年にかけての刈り込み平均指標の推移をみると（図表 17）、85 年初に 2%程度であったが、徐々に低下し、87 年初には 0.5%台となった。その後、87 年末にかけてやや持ち直したものの、88 年に入り再び低下し、88 年 6 月に 0.3%のボトムを記録した。その後は緩やかに上昇したが、年末になっても 0.8%程度に止まった。このように、CPI（総合）原計数前年同月比と比べて変動は非常に緩やかとなっていた。この間、特に、原計数がマイナスとなっていた 86 年後半から 87 年前半において、乖離差成分がマイナス 1%台の大きな値を持続しており、品目限定的・一時的なショックが作用していたことが示唆される。

こうした品目限定的・一時的ショックの内容を、乖離差成分の品目別寄与度からみると（図表 18）、86～87 年の時期では、エネルギー関連の寄与が非常に大きい。これは原油価格の大幅な下落を反映したもので、1～2 年程度持続する品目限定的かつ一時的なショックと考えられることから、こうしたショックが消滅すれば CPI の下落が近い将来に一段落し、デフレ状態が早期に解消する可能性が高かったことを示している。従って、原計数前年同月比の変動のみをみて、基調的な CPI 上昇率が大きく低下しているとは判断することは適切でない。逆に、87 年秋には CPI 原計数前年同月比が上昇したが、これはエネルギー関連のマイナス寄与が一段落したことによるものであり、基調的な物価上昇率が高まったと判断するのは同じく適切ではないと考えることができる。

か否かは、実は、こうしたタイプのショックに対する望ましい金融政策対応の在り方についての考え方にも依存する。詳しくは、三尾・肥後[1998]参照。

ロ. バブル期のインフレ加速とその後の減速（88年後半～92年央）

89年初から90年末にかけては、刈り込み平均指標が1%程度から3%台へと速いペースで上昇した（前掲図表17）。その上昇ペースは、原計数前年同月比の動きとほぼ同一であり、乖離差成分は0.5%未満の比較的小さい値に止まっている。これは、同時期の物価上昇が、品目限定的・一時的なショックではなく、経済全体に作用するマクロ的需給要因の変動により生じたことを示唆している。

この点を確認するために、乖離差成分の品目別寄与度をみる（図表19）と、89年中は、どの品目も寄与度が小さく、特定品目に作用する一時的なショックの寄与は小さかったことが分かる。従って、89年中の物価加速は、稼働率の上昇や労働需給逼迫などのマクロ的需給要因により生じたものと考えられる。また、90年中においても、マクロ的需給要因がインフレ加速の原因となった点には変化はない。ただ、この時期の乖離差成分については、値は大きくないが、一貫して生鮮食品の寄与が目立つことが特徴である。これは、数ヶ月の周期をもつ生鮮食品の通常の変動パターンとは異なっており、この時期の好景気に伴う労働需給逼迫が生鮮食品の価格上昇に影響した可能性がある。

その後、90年末に刈り込み平均指標の上昇率がピークアウトし、インフレは減速に向かっている。92年央にかけても、刈り込み平均指標上昇率は減少しつつ、乖離差成分は小さい値を維持している。このことから、この時期のインフレ減速もマクロ的需給要因により生じているものと判断される。

ハ. 緩慢な景気回復期におけるゼロインフレ（92年央～98年夏）

93年以降の刈り込み平均指標の動きは、原計数前年同月比の動きと軌を一にしており、上昇率は1%台から0%台へと徐々に低下し、96年1月にボトムを記録した（前掲図表17）。その後は幾分増加に転じて、0.5%程度の値となっている。乖離差成分は、95年秋から年末にかけて一時的に値が大きくなったが、それ以外の時期では値は小さい（図表20）。従って、この時期のデフインフレは87年頃とは異なり、マクロ的需給要因により生じたものと判断できる。その意味で、87年時点と比べ、95年時点の方が、デフレのリスクが高いと考えられる。

この傾向は97年後半以降の物価下落局面でも同様である。刈り込み平均指標と原計数前年同月比の動きは概ね平行である。乖離差成分は、個々の成分の値はやや拡大するなかで、押し上げ要因である保険医療サービスの上昇分（健康保険の制度改正による自己負担増による価格上昇）とマイナス要因であるエネルギー関連品目の下落分（ガソリン価格の下落）が相殺するかたちで推移し、

乖離差成分の値は小さい(図表 21)。このように最近のデフレも品目限定的な供給ショックではなく、主としてマクロ的需給要因で生じている、深刻なものであることが理解できる。

以上のような分析結果からみて、刈り込み平均指標は、基調的な物価変動に関係の薄い天候等の影響を受ける生鮮食品等の不規則変動や、石油ショックなどの品目限定的・一時的ショックの影響をうまく控除しており、中期的・基調的なインフレ率の変動を示す変数として有用であると考えられる。

刈り込み平均指標を用いて、85 年以降の物価変動を評価すると、従来ゼロインフレないしデフレ期と考えられていた 87 年前後の時期においては、石油価格等エネルギー関連品目の下落といった一時的なショックの寄与が大きく、その寄与を除くと、基調的な CPI 上昇率は 1%程度となり、原計数前年同月比でみた場合ほど、デフレは深刻ではなかったことがわかる。一方、95 年や 97 年以降のデフレ局面においては、一時的ショックの寄与はかなり小さく、経済の需給動向を反映したマクロ的需給要因により、多くの品目の変化率がゼロないしマイナスになり、デフレリスクが高い、より深刻な状況であったとみられる。また、89~91 年における物価上昇も、マクロ的需給要因によって生じたことがわかる。

同時に、物価変動に対する品目限定的・一時的なショックの影響が大きいと判断される場合には、乖離差成分に含まれる品目を分析することにより、物価変動に影響を及ぼす一時的要因がどの程度の期間持続するのかを、過去の経験からある程度予測することが可能である。エネルギー関連の変動は 1~2 年程度、公共料金の変動は 1 年程度、生鮮食品は数ヶ月程度の持続期間をもつ場合が多い。もっとも、生鮮食品については、その変動要因が天候等の一時的なショックによる場合が殆どであるが、例外的に労働需給を反映した構造的なものであるケースもあり、そのどちらかによりショックの持続時間に違いがあるため、その要因の違いを識別することが必要である。

5. 物価変動の現状判断記述における基調的物価変動の有用性

3 節、4 節では、それぞれ DECOMP により抽出した CPI 前月比の基調的変動、CPI 前年同月比ベースの刈り込み平均指標の特性や有用性を個別に検討したが、本節では得られた結果を踏まえて、両者を併用することにより、実際の各時点

ごとの物価変動の現状判断に関して、どのような理解が得られるかを総合的に検討することとしたい。比較対象の一つの代表的な例として、調査統計局作成の「情勢判断資料」(85年7月公表開始、98年1月より「金融経済月報」に移行したため廃止)における物価変動の現状判断を取り上げる¹⁸。

むしろ、情勢判断作業においては、対外公表版で明示的に用いられる物価関連指標以外にも、様々な材料を用いて物価変動の現状について総合的な評価・判断が行われており、本節での分析は、それら周辺材料も含めた情勢判断手法の妥当性を検討することにある訳ではない。むしろ、本稿で提示したような基調的物価指標を用いることにより、限られたスペース・指標をもとに記述される対外公表用の記述の一層の明確化が図れるのではないかというのが、検討の趣旨である。

「情勢判断資料」において分析対象となっている物価指標の推移をみている(図表22)と、85年から89年頃までは、WPIの変動を主に現状評価についての記述が行われていたが、90年代入り後は、徐々にCPIの分析・記述の比重が高まり、WPIとCPIを並列的に取り扱うスタイルに変化した¹⁹。これは、インフレ率が低下する中で、金融政策判断には、インフレ率の水準自体がより重要になり、一般物価と関係が深いCPIへの関心が高まったことによると考えられる²⁰。

もっとも、2節で詳しく述べたように、CPI指標は短周期の不規則なショックの影響から変化率が短期間に大きく変化するため、現時点における基調的なインフレ率を捉えるのは容易ではない。そのため、変動の比較的滑らかな前年同月比を分析の主な対象としつつ、必要に応じて(特に基調の変化・転換点が大きな問題となるような局面では)前月比を判断の参考材料にすること、CPI指数自体の変動をみるだけではなく、CPIの変動に影響を与える、労働需給や賃金の動向などのマクロ的需給要因、ならびに基調的変動に反映しない品目別の

¹⁸ なお、「情勢判断資料」においては、前半部分で物価変動の現状評価を行い、実体経済の分析を受けた後半で、物価変動の先行き見通しの分析を行っている。今回は、基調的物価変動との比較を行うことが目的であることから、比較対象を前半の物価変動の現状判断部分に限定する。

¹⁹ 米国、ドイツ、イギリス各中央銀行における対外公表資料の物価分析スタイルと比較すると、以下の特徴がみられる。第1に、各国の物価分析スタイルやその分析の量は、各国中央銀行が採用している政策フレームワークと関連が深い。例えば、インフレーション・ターゲティングを行っているイギリスは、物価分析のウエイトが高い。逆に、マネーサプライ・ターゲティングを行っているドイツでは、物価分析のウエイトは著しく低い。「総合判断」型となっている米国はその中間のウエイトであり、日本の現状も米国に近い。第2には、米国とイギリスではCPIの分析が中心の位置を占めており、かつ前年同月比の分析が主となっている。これは、日本と同様、CPIの変動に不規則な成分が多く混入し、前月比ベースでの分析が困難であるためと考えられる。詳しくは補論2を参照。

²⁰ これには、80年代においては、石油価格の変動など外部ショックの影響が国内物価に与える影響が大きく、その影響を分析するには、WPIの方が使い勝手が良かったという背景も存在する。

一時的変動要因の分析を行うこと、等により、CPIの基調的な変動を間接的に評価するという記述手法が行われている²¹。その意味では3~4節で行った基調的な変動の抽出を、既にimplicitに行っていると解釈することもできる。こうした視点に立てば、本稿のような分析アプローチが、物価変動の現状判断に追加的な情報をもたらしているというより、客観性のあるかたちで記述することを可能にしているということになる。すなわち、情勢判断資料で採用された記述手法では、参考材料・周辺材料（特に品目別のミクロ情報）の取り扱いは主観的判断が重要になる。本稿で提案したような、基調物価指標の客観的な抽出に基づく分析を併せて用いることにより、オーソドックスな分析結果のチェックを行うとともに、分析結果の提示・対外公表においてもそうした指標を明示的に示すことは有用性をもつと考えられる。

以下では、その具体的な例として、91年のインフレ減速局面を取り上げる。この局面は、88年以来続いたインフレ加速局面が一転して減速局面に入った時期である。事後的にDECOMPを用いて基調的な変動を抽出すると（図表23）、インフレ率のピークは90年10月（3.48%）に記録、91年入り後急速にインフレ率が低下し、4月には2.4%台となった。その後、減速ペースは緩やかになり、年末にかけて2.3%近傍を維持した。次に、こうした変化を各時点までのデータで検出してみる。DECOMPによる基調的な変動前月比は、末端3ヶ月分は精度が低いという実情を考慮し、末端3ヶ月分を除外して分析を試みると、91年5月までのデータが利用可能となった時点（91年7月情勢判断時点）で、90年10月にピークをつけたこと、その後急速にインフレ率が低下したことが判断できる。さらに、DECOMPの結果を用いると、91年8月までのデータを利用した場合（10月情勢判断時点）、11月までのデータを利用した場合（92年1月情勢判断時点）の各々において、着実にインフレが減速していたことが分かる。

一方、当時の「情勢判断資料」の記述をみる（図表24）と、4月情勢判断において、見出しを「根強い物価上昇圧力」として、減速局面入りの可能性は低いとの記述をしている。7月情勢判断になると、「物価上昇テンポは鈍化の兆し」との見出しを掲げ、ピークアウトしたと述べているが²²、「兆し」という言

²¹ 日本においては、CPIを構成する品目のうち、サービス価格を中心に価格改定時期が毎年春に集中するため、労働需給の逼迫などマクロ的需給要因が物価変動に反映するのにラグが大きくなっている。このため、（顕現化していない物価変動要因を含めた）CPIの基調判断を行うには、物価指数の変動だけでなくマクロ的需給要因を分析する必要があるという事情もある。

²² 7月情勢判断でこうした見方が行われた背景としては、CPIの価格改定が集中する91年4~5月のデータが利用可能となり、その価格改定幅が、これ以上物価上昇率を加速させる可能性はないと判断できる水準に止まったことが指摘できる。

葉が示すとおり、本格的な減速局面に入ったとは記述していない。これは、基調的変動前月比のような物価指数の動きでは減速局面入りが明瞭であるものの、一方で労働需給が逼迫していたことに代表されるように、マクロ分析からは、CPI 上昇率の減速が持続するとは記述できなかったことによるものと推察される。こうした記述は、10月の情勢判断²³でも維持されている。結局、インフレ減速局面入りについて明確に記述したのは、92年1月の情勢判断になった。このように、91年の局面では、マクロ指標の分析を重視するという記述スタイルを採った結果、物価変動の基調判断についての記述はCPIの基調的変動に着目したケースに比べ、より慎重なものであったといえよう。

「情勢判断資料」においては、物価変動の現状評価の記述に、前年同月比を一貫して利用している。しかしながら、2節でも述べたように、様々な供給サイドのショックが作用して、CPIの変動は非常に擾乱的であるため、前年同月比を用いるだけでは基調的判断ならびにその基調的変動の変化を、早期に外部の読み手に伝えることは難しい。こうした困難を回避する一つの方法として、刈り込み平均指標やDECOMPのにより抽出された基調的変動を明示的に用いることにより、不規則変動成分や一時的変動要因を除いた大まかな基調的インフレ水準（%前半など）を対外説明の記述の中で示し、基調的物価指標が加速しているのか否かを直接記述することで、物価の現状判断を分かりやすく伝える方法が考えられる。もちろん、この際には、本稿で提案したDECOMPによる基調的変動、前年同月比ベースの「刈り込み平均指標」が、最適な指標であるか否かについては、検討を要する。

6. おわりに

3節においては、DECOMPを用いてCPIの基調的変動を抽出した。この基調的変動は、周期1年半未満の短周期変動を除去したもので、変動が非常に滑らかであることから、前月比を用いることにより、原計数前年同月比よりも3~6ヶ月程度早くCPI変化率の変動を捉えることができる。その意味で、DECOMPによる基調的変動は、物価変動（インフレ率の変化やその転換点）の早期検出機能を有している。

²³ 10月情勢判断の見出しでは「消費者物価は下げ渋り」と表現しており、物価変動の基調が弱くはないことを強調している。この局面（91年8月まで）では、CPIの前年同月比が数ヶ月に亘って3%近傍で下げ渋っており、こうした事実も下げ渋りとの判断を下す支援材料になっている。

一方、4節では、CPIの構成品目別の前年同月比データを用いて刈り込み平均指標を構築した。刈り込み平均指標は、特定の周期成分を除去する機能を明確には有しておらず、抽出される基調的変動もDECOMPによるものと比較して、さほど滑らかではない。しかしながら、刈り込み平均化操作により、周期数ヶ月程度の不規則成分だけでなく、石油ショックに代表される持続期間が1~2年程度の品目限定的・一時的なショックが除去されることから、経験的には、刈り込み平均指標を、中期的な期待インフレ率に大きな影響を与えないショックを控除した基調的物価変動とみなすことができる²⁴。また、刈り込み平均化操作により除去された乖離差成分に含まれる品目を観察することにより、一時的なショックの種類を把握できる。過去の経験に従えば、構成品目ごとにショックが持続する期間に一定の規則性があることから、一時的ショックが解消する時期を予測することが可能である。もっとも、刈り込み平均指標は、前年同月比ベースで構築され、その変化率の振れが小さくないことから、物価変動の早期検出機能は劣る。

2つの基調物価指標を用いて、CPIの変動を次のように理解することが可能である。まず、刈り込み平均指標を用いて中期的な物価変動を把握する。この際、CPI原計数が変動しても刈り込み平均指標に変化がない場合は、一時的なショックによる物価変動であり、そのショックが一巡すれば変化率の水準は元に戻る可能性が高い。そうしたケースでは一時的な物価変動に過敏な政策対応をするのは適当ではない²⁵。なお、その回帰に必要な時間は、乖離差成分に含まれる品目を観察することにより、推測することが可能である。一方、刈り込み平均指標が変化している場合には、マクロ的な要因でインフレの加速ないし減速が生じている可能性が高い。その場合は、金融政策対応が必要となる可能性があるため、その変動には十分な注意を払う必要がある。

DECOMPにより抽出される基調的変動は、CPI原計数の変動の変化を早期に検出する機能に優れている。物価変動がマクロ的需給要因により生じる場合には、刈り込み平均指標と原計数の変動がラグを伴いながらも同方向に加速ない

²⁴ 日本では、物価インデックス債が発行されていないなど、期待インフレ率を直接計測する手段が存在せず、中期的な期待インフレ率と基調的物価変動を比較することができないため、こうした結論は、あくまでマクロ的な経済状況から判断した推論に止まる。

²⁵ もちろん、こうしたケースでも一時的なショックが経済主体の期待インフレ率の変化をもたらす結果、マクロ的な物価変動につながる場合も想定可能である。そうした場合には、刈り込み平均指標が原計数に遅れるかたちで変動することから、その変化を感知することができる。実際、第2次石油ショックにおいては、石油価格の急上昇が、時間を経てその他の品目の物価にもある程度波及し、刈り込み平均指標もその後ある程度上昇している。このように、一時的なショックの規模が非常に大きいなど、マクロ的ショックに変化する可能性がある場合には、そのケースを想定して、ある程度の政策対応が必要となる可能性がある。

し減速する。その場合には、DECOMPにより抽出される基調的変動を用いることにより、マクロ的需給要因により生じるインフレ加速ないし減速を早期に捉えることが可能である。89年以降のインフレ加速期、91年以降のインフレ減速期においては、変動が主としてマクロ的需給要因により生じるため、こうした分析手法が有効であり、早期にインフレの加速、減速を把握することができる。

一方、85～88年頃のように、物価変動が石油価格の下落等一時的ショックで生じている場合には、DECOMPにより抽出される基調的変動は、主として一時的要因による変動を捕捉している。この場合には、個々の時点においてDECOMPによる基調的変動の振れに反応して物価の判断を左右すべきではない。刈り込み平均化操作によって控除される乖離差成分を観察することにより、一時的ショックの種類や持続期間を検討し、そうした効果を織り込みつつ、慎重に政策対応することが望ましいと考えられる。

最後に残された課題について述べておきたい。一つは、物価変動と期待インフレ率との相互関係が明らかではない点である。上記の説明においては、石油ショックのような一時的ショックが発生したケース、すなわち、CPI原計数は変動するが刈り込み平均指標は変動しないようなケースでは、一時的な物価変動が中期的な期待インフレ率には影響を及ぼさないことを前提としている。しかし、こうしたケースでも一時的なショックが経済主体の期待インフレ率の変化をもたらす結果、マクロ的な物価変動につながる場合も状況によっては考えられる。実際、第2次石油ショックにおいては、石油価格の急上昇がその他の品目の物価にもある程度波及し、刈り込み平均指標も時間差を伴って上昇している。このように、乖離差成分に含まれる一時的変動成分とマクロ的需給要因による変動を表す刈り込み平均指標との相互関係は、状況により変化しうることをわかる。この点は、外的なショックが経済主体が抱く期待インフレ率にどのような影響を及ぼすか、さらにショックに対し、金融政策がどのように対処したかにも依存するだけに、理論面や実証面からさらに検討が必要である。

2点目には、DECOMPにより抽出される基調的変動の安定性の問題がある。DECOMPが時系列的な手法である以上、データ数の増加に従って抽出成分の末端部分が逐次改訂されることを避けることはできない。今回は、この改訂度合いを小さくする一つの工夫として、ごく短周期の不規則変動を構成する生鮮食品を当初より除外して、DECOMPを適用したが、生鮮食品の変動特性に多様性があることから、こうした対応はあくまで便宜的なものと考えざるを得ない。この点については、さらなる検討が必要である。

以 上

補論 1. DECOMP およびヘンダーソン加重移動平均による基調的変動の安定性の比較

肥後・中田[1998]で紹介された時系列フィルターのうち、景気変動に対応する成分を明瞭に抽出できる点で有用性が高いのは、DECOMP ならびに X-12-ARIMA 季節調整プログラムを用いたヘンダーソン加重移動平均の 2 つの手法である。2 つの手法の概要を簡単に述べると以下のとおり。

DECOMP は、Kitagawa and Gersch[1984]、北川[1986]などで紹介されている状態空間モデルを用いる季節調整プログラムである。具体的には、時系列を 5 つの成分、トレンド成分 (T_t)、定常 AR 成分 (V_t)、季節変動成分 (S_t)、曜日効果成分 (D_t)、ホワイトノイズ (ε_t) に分解できると仮定する。ここでは、トレンド成分 (T_t) を基調的変動成分と考えるが、同成分は、以下の m 階の確率差分方程式

$$(1-B)^m T_t = v_{1t} \quad \text{ただし、} v_{1t} \sim N(0, \tau_1^2)$$

(B は、 $BT_t = T_{t-1}$ で定義されるラグオペレータ)

に従っているものとする。DECOMP では、以上の確率的関係式を状態空間モデルに表現し、モデルの当てはまりの良さを示す情報量規準(AIC) が最も小さくなるように各種パラメータを決定し、成分を推計している。肥後・中田[1998]によると、推計されたトレンド成分はおおよそ周期 1 年半以上の成分に対応しており、景気循環変動を含む基調的変動に相当すると考えることができる。

X-12-ARIMA 季節調整プログラム²⁶では、季節調整の過程で、季節変動成分だけではなく、短期間の周期をもつ不規則変動成分を原計数から除去し、趨勢循環成分を得ることができる。具体的には、原計数が、趨勢循環変動成分 (TC_t)、季節変動成分 (S_t)、不規則変動成分 (I_t) の 4 成分に分解できると仮定する。このうち、この趨勢循環成分 (TC_t) が、基調的変動成分に対応するものと考えられる。各構成成分は、以下のプロセスを繰り返すことにより算出する。

- 1) 原計数の 12 ヶ月移動平均をとり、 S_t と I_t を均し、暫定的な TC_t を算出。

²⁶ X-12-ARIMA 季節調整法については、詳しくは木村[1996]参照。

- 2) 原計数から暫定的な TC_t を除去し、暫定的な $S_t + I_t$ を算出。
- 3) 暫定的な $S_t + I_t$ を、数年間分加重平均して I_t を均し、暫定的な S_t を算出。
- 4) 原計数から暫定的な S_t を控除し、 $TC_t + I_t$ を算出。
- 5) 4)の系列を、ヘンダーソン加重移動平均法により、移動平均をとって、 I_t を均し、修正された TC_t を算出。
- 6) 2)~5)を繰り返し、最終的な3成分 (TC_t 、 S_t 、 I_t) を算出。

ヘンダーソン加重移動平均の項数は、通常9項、13項、23項のいずれかが用いられ、その項数により取り出される趨勢循環成分の周期が異なるが、本稿では周期1年以上の成分が取り出されることを念頭に、23項を用いる。なお、直近のデータに対して中心移動平均を施すために、ARIMAモデルによる予測値を時系列に追加している。このため、直近部分の趨勢循環成分の確からしさは、この予測値の精度に依存している。また、移動平均を用いて趨勢循環成分を抽出しているため、トレンドと大きく乖離した異常値が趨勢循環成分に大きな影響を与えるが、ここでは、X-12-ARIMA 季節調整プログラムのルーチンに従って、異常値を除去している。

ヘンダーソン加重移動平均ならびに DECOMP を用いて、抽出される基調的成分をみると、その変動パターンはかなり似かよっており、抽出された成分の変化率も殆ど一致している。もっとも、両者とも、データ系列が追加され、推定期間が変更となると、データ末端付近の抽出成分が変化するという問題点がある。一方で、政策判断を行う場合には、データ末端部分の物価変動がどの程度信頼性があるかが重要である。そうした矛盾する2つの目的を達成するのは、非常に難しいことであるが、ここでは、2つのフィルターの安定性を以下の基準により評価する。

CPI (総合)、CPI (除く生鮮) について、76年1月~85年5月をベースに、その後3ヶ月ごと、97年2月まで各々データを追加したときに、各時点ごとに抽出される基調的変動の逐次改訂度合いを比較する。安定性の評価基準としては、以下の2つの基準を採用する。

各時点までに利用可能なデータを用いた場合に得られる基調的変動の、事後的に得られる真の成分との誤差が、0.5%以内に収まるか。

各時点までのデータで抽出される基調的変動が、事後的に得られる真の成分と同じ変化方向を示しているか。

まず、CPI (総合) について比較する (図表 25)。各時点までのデータによる

基調的変動が、データ末端まで の基準をすべて満たす割合は、DECOMP の場合は 54%、ヘンダーソン加重移動平均の場合は 50%、 の基準を同様に満たす割合は DECOMP で 65%、ヘンダーソン加重移動平均では 44%である。このように、CPI (総合) のケースでは DECOMP の方が優れている。

次に、CPI (除く生鮮) について比較する (図表 26) と、 の基準をデータ末端まで満たす割合は、DECOMP が 73%、ヘンダーソン加重移動平均が 63%、 の基準を同様に満たす割合は、DECOMP が 63%、ヘンダーソン加重移動平均が 63%となっている。こちらでも、DECOMP の方が優れている。

もっとも、各時点までのデータを用いた場合、その各時点までの推定結果が各々の基準を満たす割合は、CPI (総合) では 54~65%、CPI (除く生鮮) では 63~73%となっており、CPI (除く生鮮) の方がより精度が高くなっている。これは生鮮食品に含まれるごく短周期の不規則変動が DECOMP による抽出結果を誤ったものにするためと考えられる。この結果から判断すると、抽出成分を誤らせる可能性が高いノイズを除くため、DECOMP により基調的変動成分を抽出する際には、CPI (除く生鮮) を用いた方がよいと考えられる。

ちなみに、CPI (総合)、CPI (除く生鮮) のどちらのケースにしても、各時点までの推定結果が基準を満たす割合は必ずしも高くない。そこで各々の時点より 3ヶ月前までのデータについては基準を満たす割合をみる (前掲図表 25、26) と、CPI (総合) では、 を満たす割合は 85 (54+31) %、 を満たす割合は 84 (65+19) %となる。CPI (除く生鮮) では、割合は、 が 96 (73+23) %、 が 92 (63+29) %にまでさらに高まる。この結果からみると、抽出された基調的変動のうち、データ末端部分まですべて高い信頼性を確保するのは難しいものの、3ヶ月前までの成分であれば、非常に高い信頼性を有すると判断することができる。

以 上

補論 2. 諸外国における物価分析の特徴

中央銀行の物価分析を、米国、ドイツ、イギリスの例と比較する。

まず、米国のケースを、FRB が議長の議会証言の際に議会に提出する報告書”Monetary Policy Report to the Congress”(1998年2月24日公表)によりみる。この報告書は、第1部で今後の米国経済の予測を行っており、その中でCPI上昇率の見通しを示している。また、第2部では、現在の経済金融情勢について、まず、実体経済の分析を、需要面を中心に家計部門、企業部門、政府部門、さらに対外部門の順に取り上げている。次に供給面の分析に移り、労働需給、労働生産性、賃金の動向について取り上げている。引き続き物価分析に移り、CPI、CPI(除く食品・エネルギー)、連鎖ウエイトの消費価格指数、GDPデフレーター、PPI(生産者物価)の順に価格の変動を述べているが、日本に比べるとCPIの分析ウエイトが高く、PPIの分析が少ない。具体的には、個別指標ごとに変動の顕著な品目についての記述が多く、今回の報告では自国通貨高や石油価格の低下に伴う輸入物価下落の影響についての記述が目立つ。これは、物価変動に含まれる一時的なショックの寄与が大きく、先行きの予測のためにはその影響を除外する必要があるためと思われる。いずれの物価指数とも前年同月比(同期比)のみの分析に止まり、前月比の分析は行われていないが、これは物価指数がvolatileな性質を持つためと考えられる。なお、分析量をみると、物価分析が10%強を占め、同じ供給面の分析で、インフレリスクを意識した分析を展開している労働市場の分析と合わせると20%近くに達する。

次に、ドイツのケースを経済情勢判断資料(”The Economic Scene in Germany”<1997年秋、ブンデスバンク月報同12月号掲載>)からみる。物価分析の占める比率が全体の3%程度と非常に低い一方、金融市場や証券市場など金融部門の分析ウエイトが高いのが特徴である。この金融重視のスタイルは、同国がマネーサプライ・ターゲティングを採用していることを反映したものと考えられる。物価分析では、輸入物価、PPI、建設物価について簡単に述べたのち、その次にCPIの分析を行っている。CPIの分析では、前年同月比のほか、補助的に四半期平均の前期比を用いて変動を記述している。さらに品目別の変動要因を分析することにより、一時的な変動要因を抽出して、近い将来の変動を展望しているが、その記述は簡潔な内容に止まる。

最後に、インフレーション・ターゲティングを採用しているイギリスについてみる。イングランド銀行が四半期ごとに公表している”Inflation Report”(98年2月分)では、金融市場、実体経済の需要・生産面の分析、次に労働市場、順で分析を行ったのち、物価の分析を取り上げている。ここでは、輸入物価、

商品市況、サービス部門、製造業部門の投入・産出価格の分析に引き続いて、小売物価指数（RPI）の分析を行っている。具体的には、コア指数である住宅ローン金利を除いた小売物価指数（RPIX）の前年同月比の変動を整理したのち、3ヶ月前に予測した結果と比較して、予測誤差が生じた原因を、要因別、品目別に分析している。この結果を受けて、今後数年間のRPIX上昇率の予測を定量的に行っている。また、物価インデックス債から求まる期待インフレ率など、他のインフレ率予測指標についても解説を行い、イングランド銀行自身の予測と対比している。このように、物価分析の分量は多く、全体に占める比率も30%強とかなり高くなっている。

以上のように、各国の物価分析のスタイル・分量は、各国中央銀行が採用している政策フレームワークと関連している。つまり、インフレ率を直接ターゲットしているイギリスでは、金融経済の情勢分析が物価中心に組み立てられ、物価分析のウエイトが高い。一方、マネーサプライ・ターゲティングを行っているドイツでは、金融市場や証券市場の分析に主力が注がれ、物価分析は最小限の内容に止まる。また、特定のターゲット対象を有しない「総合判断型」の政策スタンスを採る米国では、GDP、物価、金融指標の変化、各々の分析が比較的均一のウエイトが与えられている。日本は、これらの3カ国と比較すると、物価分析の分量やスタイルが大きく変動してきたため、即断することは難しいが、現行の「金融経済月報」の分析スタイルは、比較的米国に近いと考えることができる。

分析対象とする物価指数として、物価の先行き予測を行っている米国とイギリスにおいては、CPI（ないしはRPI）が重視されている。CPIはvolatileな不規則変動を多く含むことから、各国とも前月比等の短いタイムスパンの変動を分析することは難しく、いずれの国においても前年同月比の分析を中心としている。もっとも、前年同月比を用いても、不規則変動の影響は残るほか、輸入物価の変動等一時的な要因の影響も大きいことから、こうした要因の影響を反映する特定構成品目の寄与について重点的に記述している国が多い。これは、こうした要因を控除して、近い将来の物価変動を予測することを念頭に置いているためである。

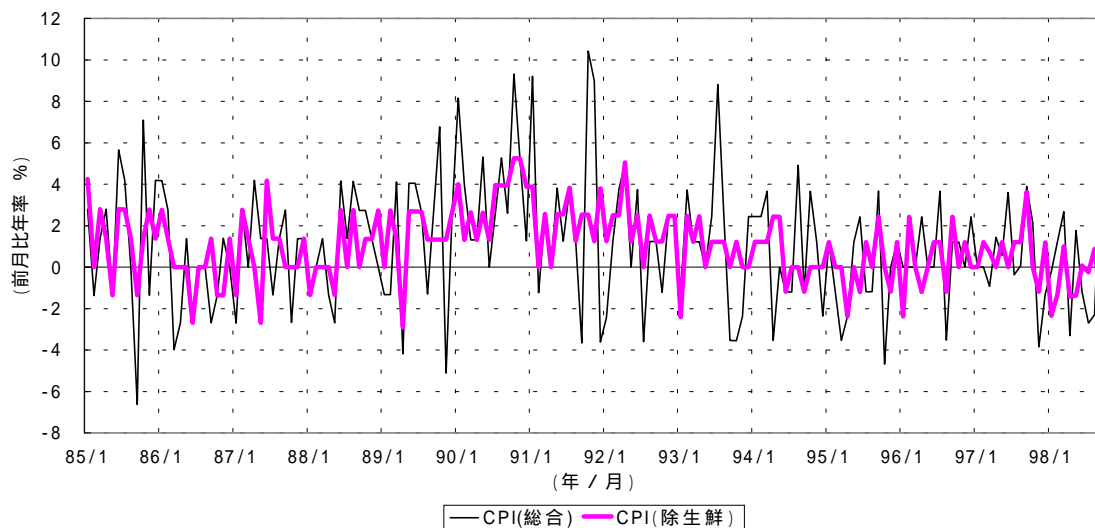
以 上

(参考文献)

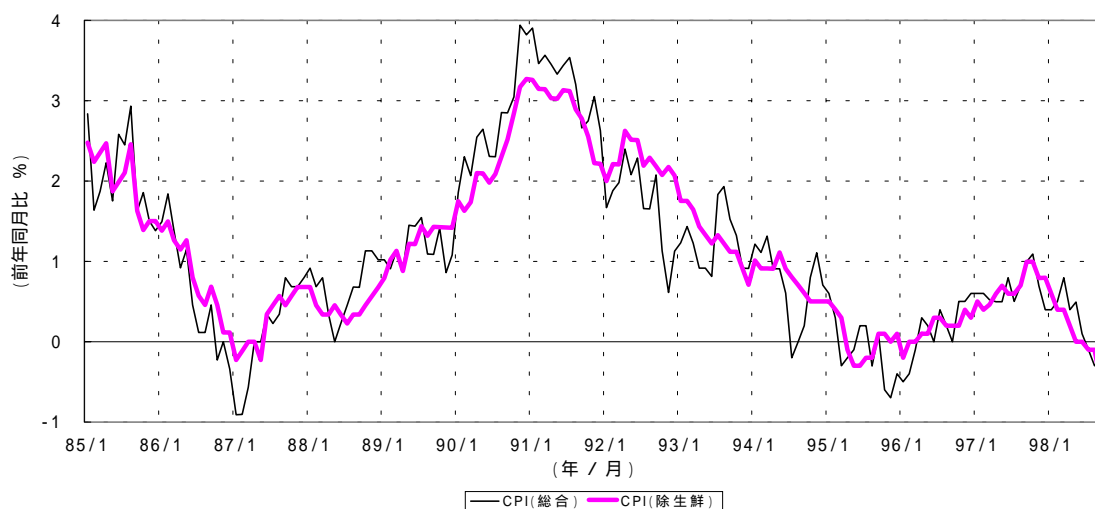
- 北川源四郎、「時系列分解 - プログラム DECOMP の紹介 - 」、『統計数理』第 34 卷第 2 号、1986 年
- 木村武、「最新移動平均型季節調整法「X-12-ARIMA」について」、『金融研究』第 15 卷第 2 号、日本銀行金融研究所、1996 年
- 白塚重典、「インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理」、『IMES Discussion Paper』96-J-15、日本銀行金融研究所、1996 年
- 、「物価の基調的変動を捕捉するための指標の構築とその含意」、『金融研究』第 16 卷第 3 号、日本銀行金融研究所、1997 年
- 、「物価の経済分析」、東京大学出版会、1998 年
- 日本銀行、「金融経済月報」、『日本銀行月報』『日本銀行調査月報』各号
- 日本銀行調査統計局、「情勢判断資料」、『日本銀行月報』各号
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子、「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」、『金融研究』第 17 卷第 6 号、日本銀行金融研究所、1998 年
- 三尾仁志・肥後雅博、「相対価格変動情報を利用した物価の刈り込み平均指数の特性分析」、『IMES Discussion Paper』98-J-23、日本銀行金融研究所、1998 年
- Bank of England, “Inflation Report,” Feb. 1998
- Board of Governors of the Federal Reserve System, “Monetary Policy Report to the Congress,” *Federal Reserve Bulletin* 84, March 1998, pp.155-173
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, “Monthly Core Inflation in Japan,” *mimeo*, 1998
- Deutsche Bundesbank, “The Economic Scene in Germany in Autumn 1997,” *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, Dec. 1997
- Kitagawa, Genshiro and Will Gersch, “Smoothness Priors State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality,” *Journal of the American Statistical Association* 79 No.386, 1984, pp.378-389

(図表1) 消費者物価(総合・除く生鮮)の推移

(1) 季節調整済前月比(年率換算)



(2) 前年同月比



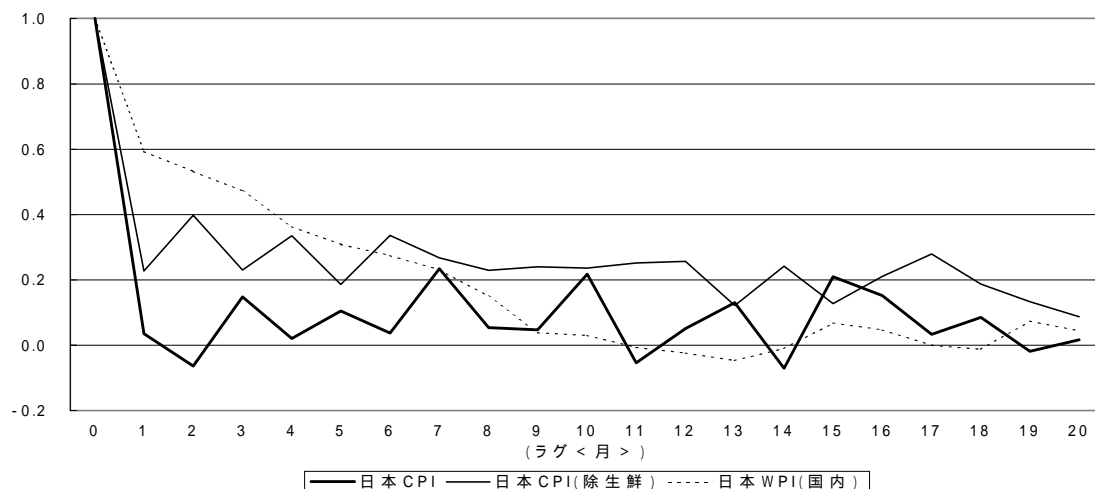
(注) X-12-ARIMAによる季節調整を行った。89年4月の消費税導入、97年4月の消費税率引き上げによる上昇分は、日本銀行調査統計局推定値を用いて調整している。

(図表2) 日本のCPI,WPI前月比の平均・標準偏差・変動係数(単位 年率%)

	CPI(総合)	CPI(除く生鮮)	国内WPI
平均値	1.09	1.10	-0.91
標準偏差	3.04	1.68	2.49
変動係数	2.78	1.53	2.74

(注)計測期間は86年1月~97年3月

(図表3) 日本のCPI,WPIの自己相関係数(計測期間 86年1月~97年3月)



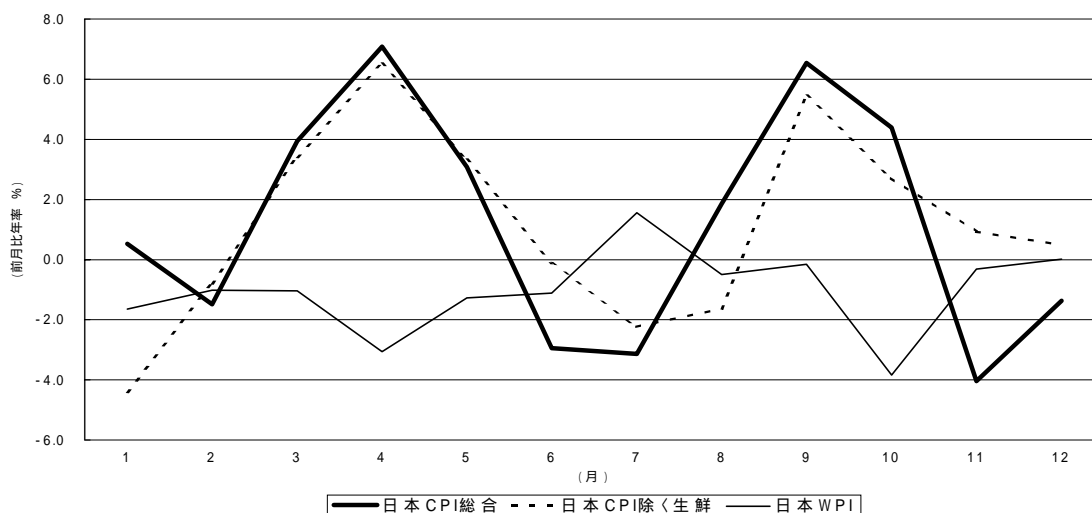
(注) データはX-12-ARIMAで季節調整済、前年比年率

(図表4) 日本のCPI,WPI前月比の周期別変動寄与率(%)

	CPI(総合)	CPI(除生鮮)	国内WPI
周期4年以上	12.7	30.4	26.8
周期2~4年	5.0	10.7	20.9
周期1~2年	4.2	5.8	19.4
周期1年未満	78.1	53.0	32.9

(注) 計測期間は86年1月~97年3月

(図表5) 日本のCPI・WPIの月別変化率(季節調整前 86年~96年平均)

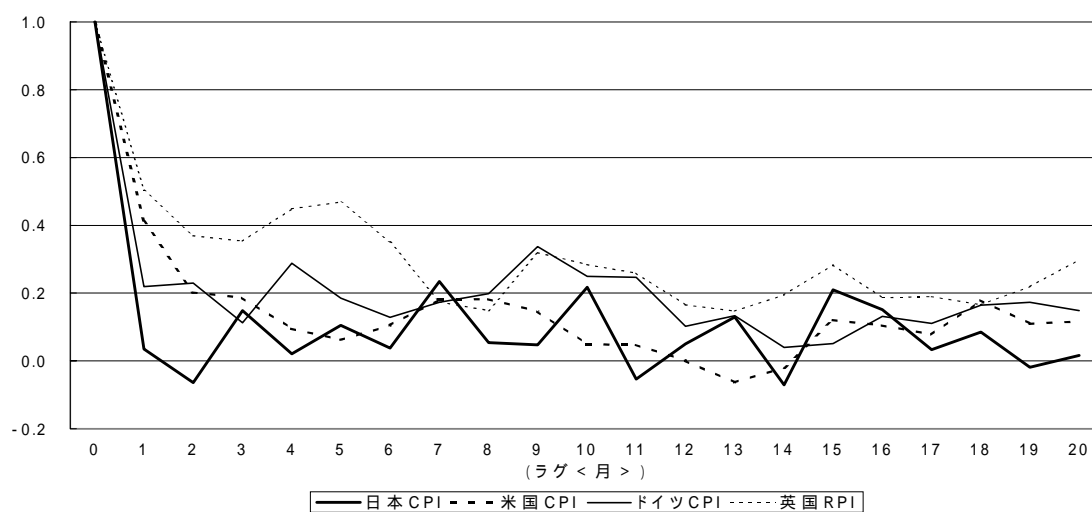


(図表 6) 各国の CPI 前月比の平均、標準偏差、変動係数 (単位 年率%)

	日 本	米 国	ドイツ	イギリス
平均値	1.09	3.45	2.20	4.34
標準偏差	3.04	2.30	2.55	3.22
変動係数	2.78	0.67	1.16	0.74

(注) 計測期間は 86 年 1 月～97 年 3 月。イギリスは小売物価指数 (RPI)

(図表 7) 各国の CPI の自己相関係数 (計測期間 86 年 1 月～97 年 3 月)

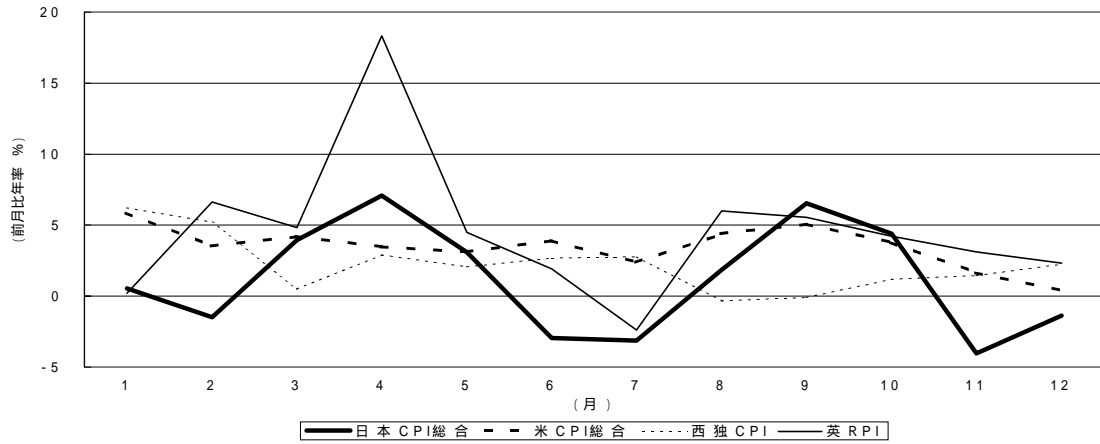


(図表 8) 各国の CPI 前月比の周期別変動寄与率 (%)

	日 本	米 国	ドイツ	イギリス
周期 4 年以上	12.7	21.1	25.4	36.1
周期 2～4 年	5.0	11.9	9.2	15.0
周期 1～2 年	4.2	11.2	4.7	9.5
周期 1 年未満	78.1	55.8	60.7	39.4

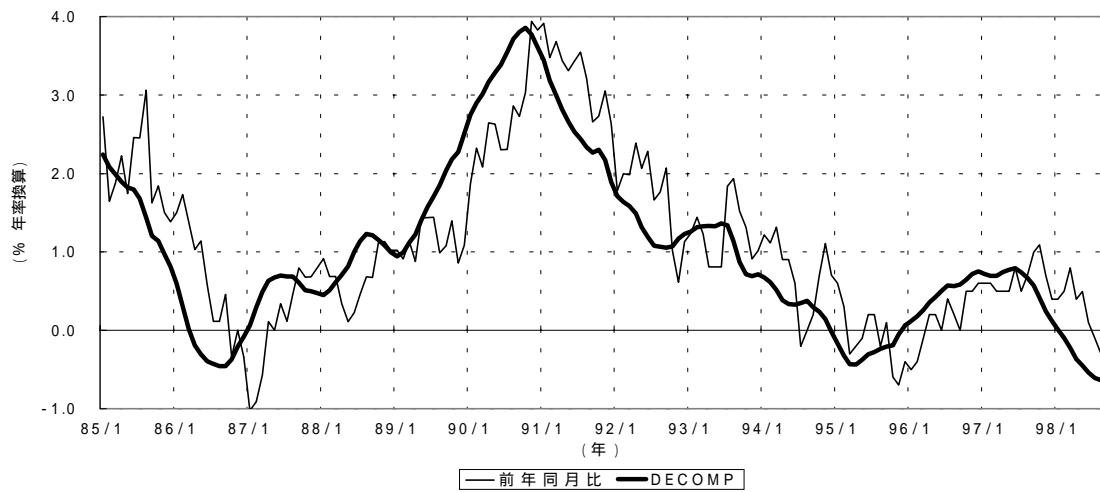
(注) 計測期間は 86 年 1 月～97 年 3 月。イギリスは小売物価指数 (RPI)

(図表9) 各国 CPI の月別変化率 (季節調整前前月比 86年~96年平均)

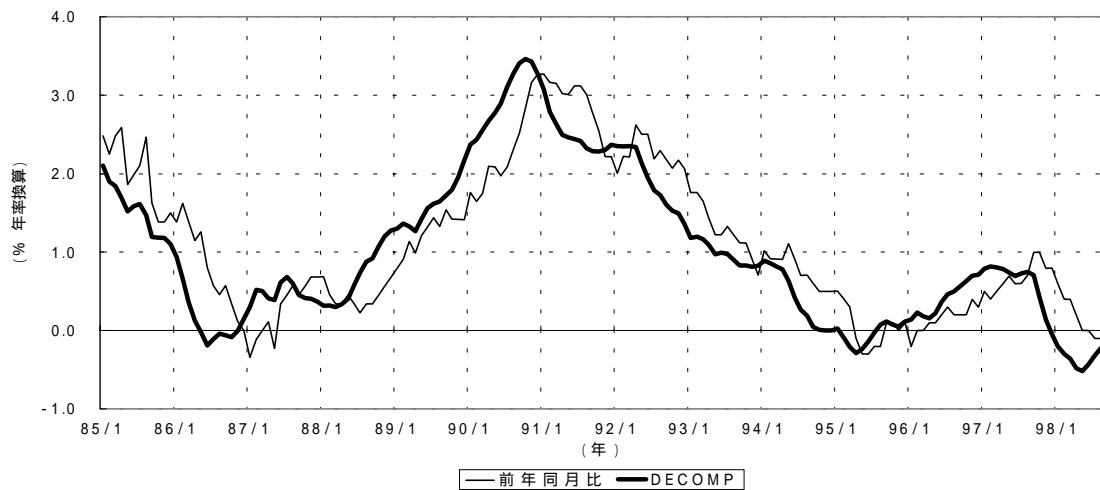


(図表10) DECOMPによる基調的変動前月比と原計数前年同月比の比較

CPI (総合)



CPI (除く生鮮)



(図表 11) DECOMP による基調的変動前月比、原計数前年同月比による物
 価変動の転換点・メルクマール

CPI (総合)

	DECOMP 前月比	原計数前年比	前月比 \times 前年比
2%割れ	85年3月	85年9月	6ヶ月
1%割れ	85年12月	86年6月	6ヶ月
0%割れ	86年4月	86年12月	8ヶ月
ボトム	86年9月	87年1月	4ヶ月
0%回復	87年1月	87年4月	3ヶ月
1%超え	88年6月	88年10月	4ヶ月
2%超え	89年9月	90年2月	5ヶ月
3%超え	90年3月	90年10月	7ヶ月
ピーク	90年10月	91年1月	3ヶ月
3%割れ	91年4月	91年9月	5ヶ月
2%割れ	91年12月	92年7月	7ヶ月
1%割れ	93年9月	94年4月	7ヶ月
0%割れ	94年12月	95年3月	3ヶ月
ボトム	95年4月	95年11月	7ヶ月
0%回復	95年12月	96年4月	4ヶ月
0%割れ	98年2月	98年7月	5ヶ月

CPI (除く生鮮)

	DECOMP 前月比	原計数前年比	前月比 \times 前年比
2%割れ	85年2月	85年9月	7ヶ月
1%割れ	86年1月	86年6月	5ヶ月
0%割れ	86年5月	86年12月	7ヶ月
ボトム	86年6月	87年1月	7ヶ月
0%回復	86年11月	87年3月	4ヶ月
1%超え	88年10月	89年5月	7ヶ月
2%超え	89年12月	90年4月	4ヶ月
3%超え	90年7月	90年11月	4ヶ月
ピーク	90年10月	91年1月	3ヶ月
3%割れ	91年2月	91年9月	7ヶ月
2%割れ	92年6月	93年1月	7ヶ月
1%割れ	93年5月	94年2月	9ヶ月
0%割れ	94年11月	95年4月	5ヶ月
ボトム	95年4月	95年6月	2ヶ月
0%回復	95年8月	95年9月	1ヶ月
0%割れ	97年12月	98年7月	7ヶ月

(図表 12) DECOMP による基調的変動の信頼性

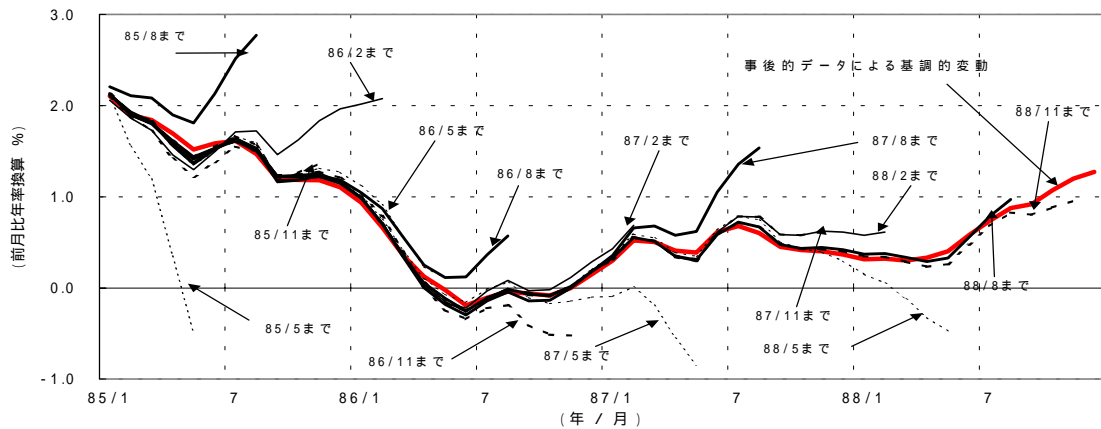
事後的な系列との誤差が 0.5%以内となる割合

	CPI (総合)	CPI (除く生鮮)
直近分まで基準に合致	54%	73%
3ヶ月前が基準に合致	31%	23%
6ヶ月前が基準に合致	15%	4%
以上に該当しないもの	-	-

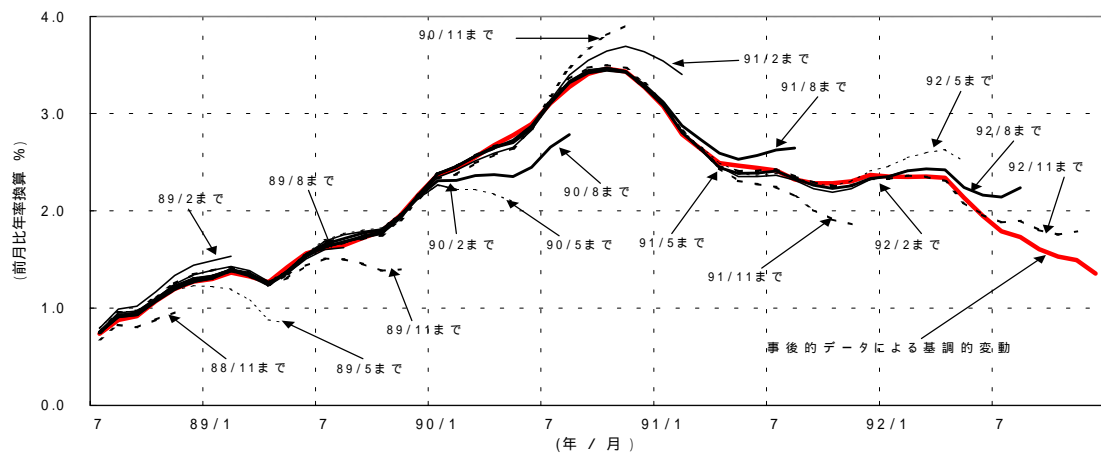
変化方向が事後的な系列と一致している割合

	CPI (総合)	CPI (除く生鮮)
直近分まで基準に合致	65%	63%
3ヶ月前が基準に合致	19%	29%
6ヶ月前が基準に合致	13%	8%
以上に該当しないもの	4%	-

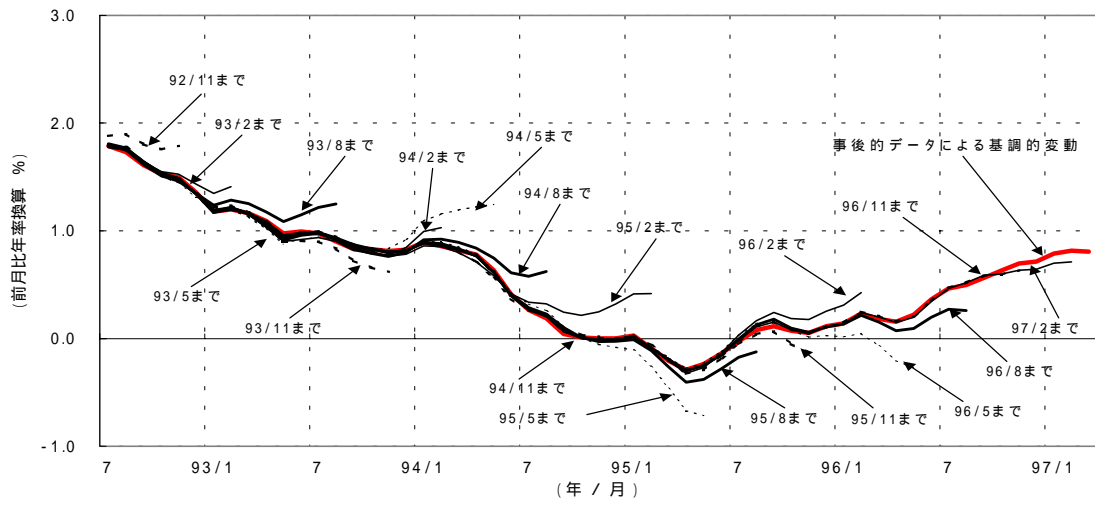
(図表 13) 各時点までのデータによる基調的変動前月比 (85年～88年後半)



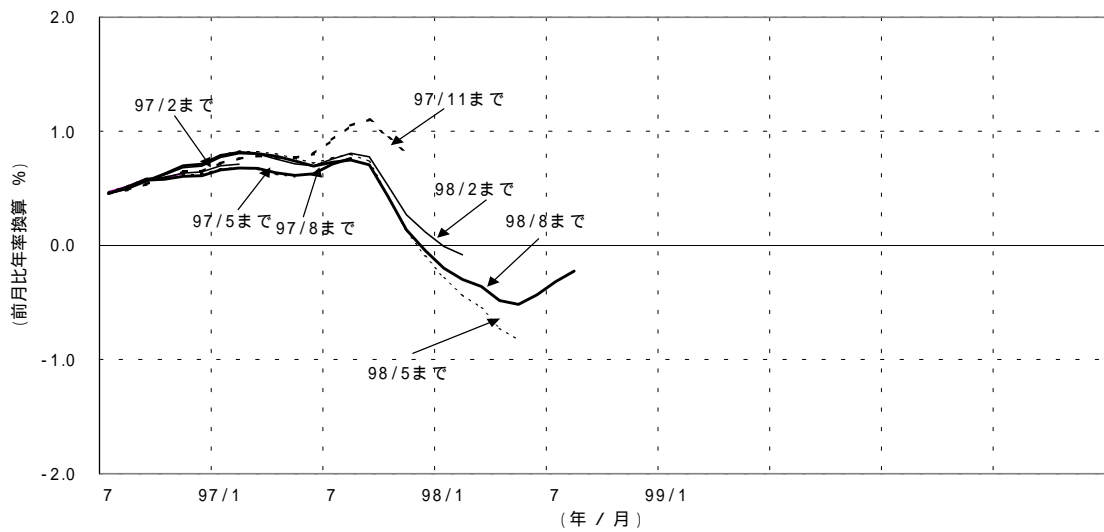
(図表 14) 各時点までのデータによる基調的変動前月比 (88年後半～92年央)



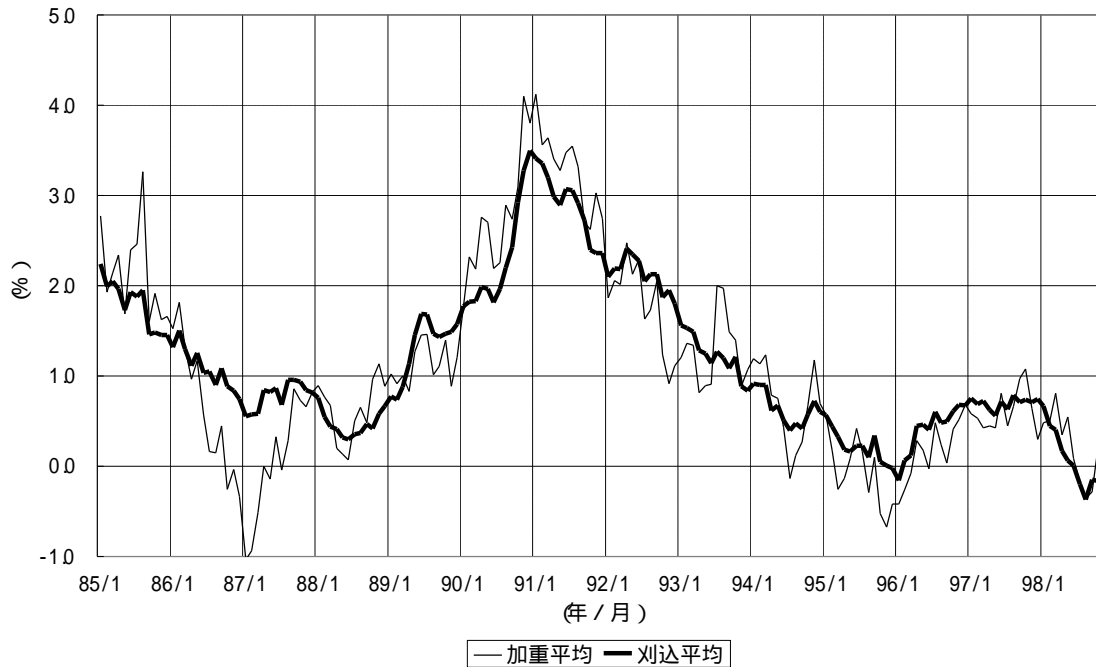
(図表 15) 各時点までのデータによる基調的変動前月比 (92 年央 ~ 97 年春)



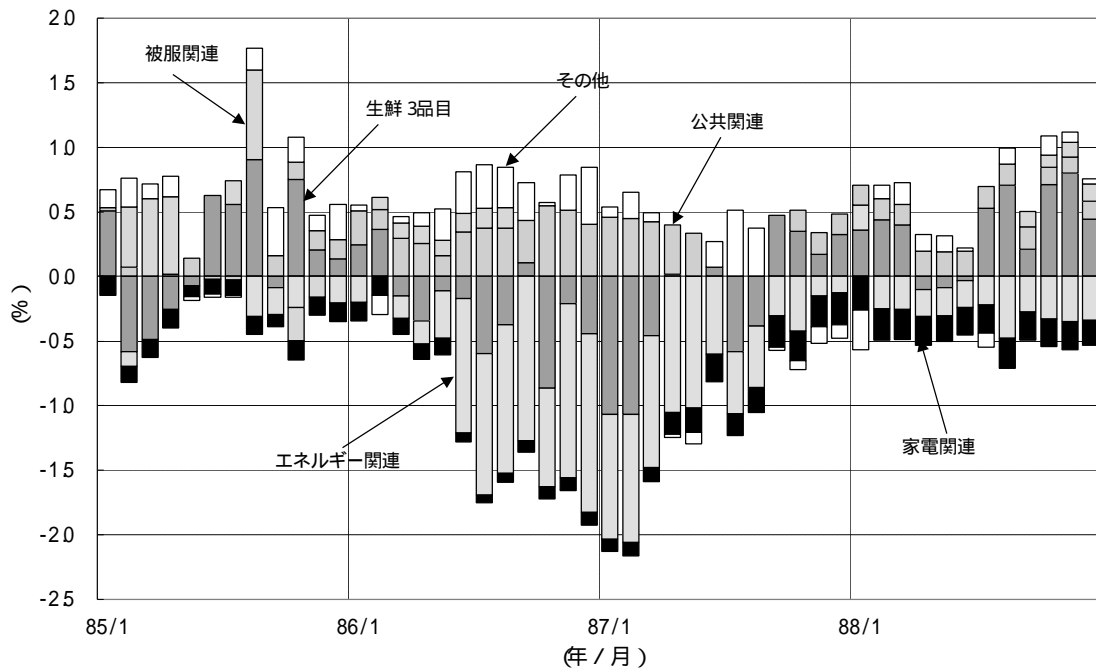
(図表 16) 各時点までのデータによる基調的変動前月比 (97 年春 ~ 98 年夏)



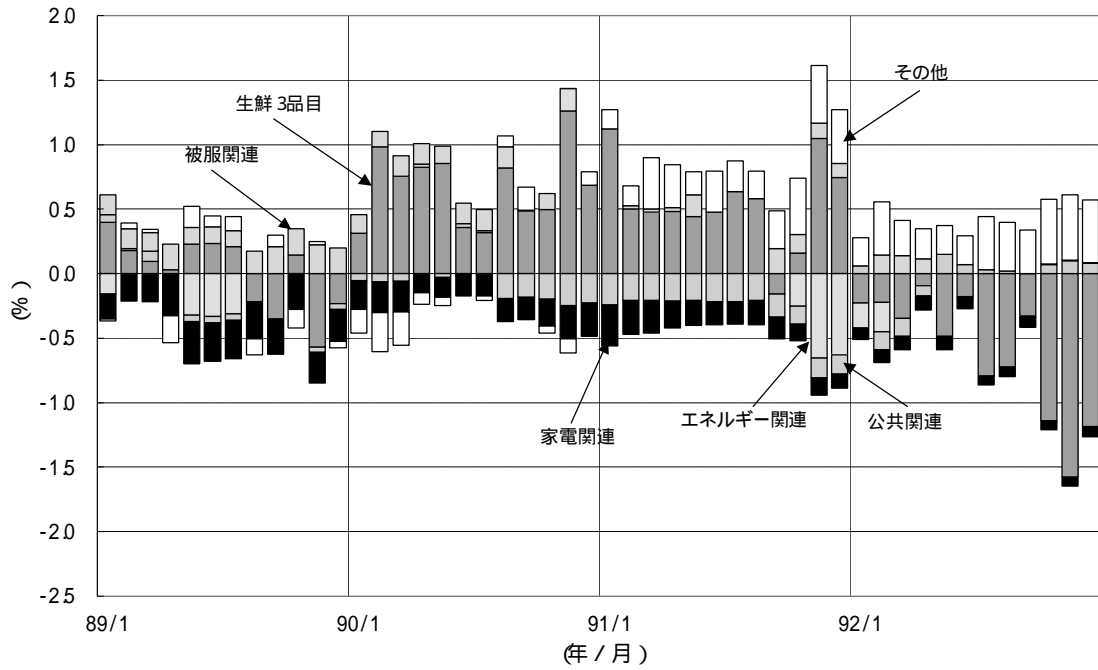
(図表 17) CPI 刈り込み平均指標 (前年同月比ベース) の推移



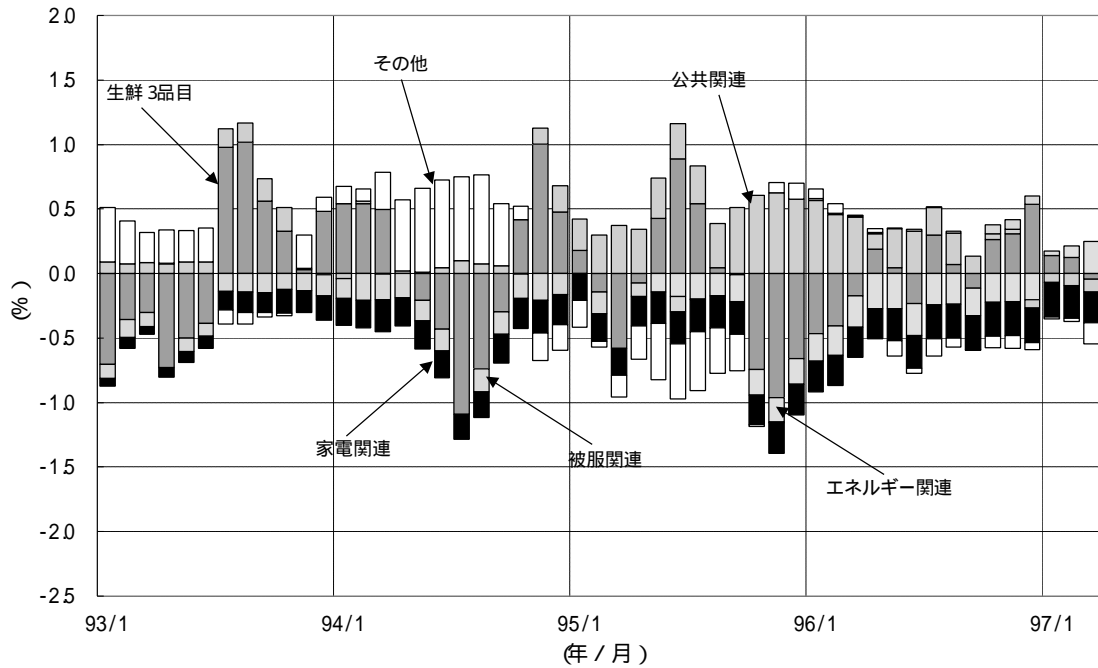
(図表 18) 乖離差成分の品目別寄与度の推移 (85年1月~88年12月)



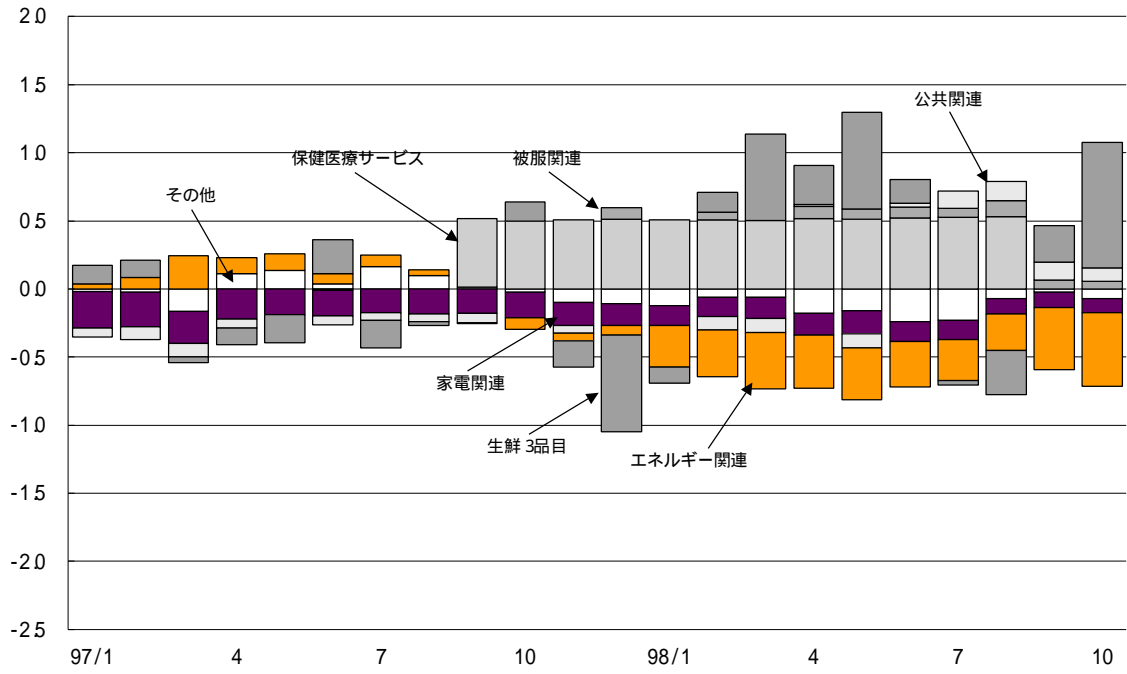
(図表 19) 乖離差成分の品目別寄与度の推移 (89年1月~92年12月)



(図表 20) 乖離差成分の品目別寄与度の推移 (93年1月~97年3月)



(図表 21) 乖離差成分の品目別寄与度の推移 (97 年 1 月 ~ 98 年 10 月)



(図表 22)「情勢判断資料」における分析対象物価指数(が利用されている指数)

	CPI 総合	CPI 除生鮮	国内 WPI	CSPI	GDP デフレーター	物価分析の主な内容
85/ 7	-	-	-	-	-	物価分析なし
10	-	-	-	-	-	物価分析なし
86/ 1		-		-	-	物価分析は僅かに止まる
4		-		-	-	輸入物価
7		-		-	-	物価分析は殆どない
10		-		-	-	商品市況
87/ 1		-		-	-	商品市況
4		-		-	-	WPIのみ、輸入物価、商品市況
7	-	-		-	-	需給 GAP、輸入物価、商品市況
10		-		-	-	
88/ 1	-	-		-	-	需給 GAP、輸入物価、商品市況
4		-		-	-	賃金、需給 GAP、輸入物価
7	-	-		-	-	需給 GAP、輸入物価
10		-		-	-	賃金、需給、稼働率、輸入物価
89/ 1		-		-	-	賃金、企業価格設定、輸入浸透度
4	-			-	-	コスト(賃金)、需給、輸入浸透度
7	-			-	-	コスト(賃金)、輸入浸透度、期待
10	-			-	-	賃金コストのみ
90/ 1		-		-	-	賃金コスト
4		-		-	-	需給、賃金、期待
7		-		-	-	賃金コスト、需給、フィリップスカーブ
10		-		-	-	賃金コスト、価格判断 DI
91/ 1		-		-	-	サービス生鮮価格、労働需給、稼働率
4				-	-	製品需給、賃金、労働需給
7				-	-	製品需給、賃金コスト
10				-	-	物価指数の記述のみ、具体的な分析なし
92/ 1				-	-	CPI、WPIの品目別寄与度分解
4	-			-	-	〃
7	-			-	-	〃
10	-			-	-	〃
93/ 1	-			-	-	CPI、WPIの品目別寄与度分解
4	-			-	-	〃
7	-			-	-	寄与度分解、賃金、石油価格、為替
10	-			-	-	CPI、WPIの品目別寄与度分解
94/ 1	-				-	CPIの品目別寄与度分解
4	-				-	物価分析なし
7	-				-	〃
10	-				-	輸入浸透度
95/ 1	-				-	CPI商品とWPI消費財の価格
4	-				-	〃
7	-				-	物価分析なし
10	-				-	GDPデフレターの寄与度分解
96/ 1	-					物価分析なし
4	-					WPI/GDPデフレターの寄与度分解
7	-					需給、賃金コスト、輸入物価・浸透度
10	-					〃
97/ 1	-					各指数の寄与度分解
4	-					各指数の寄与度分解・輸入浸透度
7	-					各指数の寄与度分解・需給・輸入
10	-					〃

(図表 23) 91 年のインフレ減速局面における CPI (除く生鮮) の推移

<単位 年率% >

	前年 同月比	DECOMP 事後的	DECOMP 91/2 まで	DECOMP 91/5 まで	DECOMP 91/8 まで	DECOMP 91/11 まで
90/10	2.84	3.48	3.64	3.45	3.45	3.50
11	3.16	3.44	3.69	3.42	3.43	3.47
90/12	3.27	3.27	3.64	3.28	3.30	3.31
91/1	3.27	3.08	3.54	3.08	3.12	3.11
2	3.17	2.78	3.40	2.82	2.88	2.83
91/3	3.15	2.63		2.65	2.73	2.63
4	3.02	2.48		2.49	2.59	2.44
5	3.01	2.45		2.40	2.53	2.31
91/6	3.12	2.43			2.57	2.28
7	3.12	2.42			2.63	2.25
8	3.01	2.34			2.65	2.15
91/9	2.77	2.30				2.01
10	2.55	2.29				1.91
11	2.22	2.30				1.86

(注) 網掛け部分は DECOMP による推計の末端 3 ヶ月部分であり推計精度が低い。

(図表 24) 91 年のインフレ減速局面における「情勢判断資料」の現状判断

(91 年 4 月情勢判断)

- ・見出し 根強い物価上昇圧力
- ・本文 上昇テンポは幾分鈍化しつつある。(中略)消費者物価については、天候不順に伴う生鮮食品の値上がりも加わって、前年比上昇率は 3% 台後半で高どまった状態にある。

(91 年 7 月情勢判断)

- ・見出し 物価上昇テンポは鈍化の兆し
- ・本文 消費者物価の上昇テンポはやや鈍化している。

(91 年 10 月情勢判断)

- ・見出し 消費者物価は下げ渋り
- ・本文 生鮮食品を除いた部分の前年比上昇率は 9 月まで依然 3% 前後で下げ渋っている。

(92 年 1 月情勢判断)

- ・見出し 物価は全体として落ち着き傾向
- ・本文 (除く生鮮) 上昇率は徐々に低下をみている。

(図表 25) DECOMP とヘンダーソン加重移動平均の信頼性比較
比較対象 - CPI 総合 -

事後的な系列との誤差が 0.5%以内となる割合

	DECOMP	ヘンダーソン移動平均
直近分まで基準に合致	54%	50%
3ヶ月以前が基準に合致	31%	40%
6ヶ月以前が基準に合致	15%	10%
以上に該当しないもの	-	-

変化方向が事後的な系列と一致している割合

	DECOMP	ヘンダーソン移動平均
直近分まで基準に合致	65%	44%
3ヶ月以前が基準に合致	19%	27%
6ヶ月以前が基準に合致	13%	25%
以上に該当しないもの	4%	4%

(図表 26) DECOMP とヘンダーソン加重移動平均の信頼性比較
比較対象 - CPI 除く生鮮 -

事後的な系列との誤差が 0.5%以内となる割合

	DECOMP	ヘンダーソン移動平均
直近分まで基準に合致	73%	63%
3ヶ月以前が基準に合致	23%	31%
6ヶ月以前が基準に合致	4%	6%
以上に該当しないもの	-	-

変化方向が事後的な系列と一致している割合

	DECOMP	ヘンダーソン移動平均
直近分まで基準に合致	63%	63%
3ヶ月以前が基準に合致	29%	17%
6ヶ月以前が基準に合致	8%	19%
以上に該当しないもの	-	2%